

GRADUATE SCHOOL OF BUSINESS ADMINISTRATION

KOBE UNIVERSITY

ROKKO KOBE JAPAN

Discussion Paper Series

組織行動論における集団特性の分析手法
ーマルチレベル分析に関する研究ノートー

A Note on the Multilevel Analysis of Group and Organization

鈴木 竜太 (神戸大学)
北居 明 (大阪府立大学)

Ryuta Suzuki (Kobe University)
Akira Kitai (Osaka Prefecture University)

はじめに

組織行動を研究する研究者の中には、組織文化や組織風土、あるいはリーダーシップといったグループや組織レベルの概念に関心を持つ者も少なくない。しかし、これらの概念が適切な分析レベルにおいて操作化されているとは限らない。例えば、ほとんど大部分の組織文化の定量的研究を見ると、回答が1組織につき1～数名であったり、ひとつの組織から多数のサンプリングを行っている場合でも、単純な平均値で操作化されている。すなわち、個人を超えた組織やグループレベルの概念でありながら、操作化に正当性が保証されていない場合が多い。このような上位レベルの概念を1組織（グループ）あたり少数サンプルで操作化する場合ならば、これらの少ないサンプルが集団的特性を代表していることを示す必要があるし、逆に多くのサンプルが取られているならば、集計した値（例えばグループの平均値）が集団的特性を反映していることを示すために集計それ自体が正当化されることを示す必要がある。しかし、多くの研究では暗黙のうちに集計した値が単純に集団特性であると見なしてきたきらいがあるように思われる。

たとえば組織文化論の多くの研究では、「成員に共有された価値観、信念、行動規範」という定義がなされているものの、実際の調査において共有特性を測定しているかどうかは明らかではない。メンバーの知覚にもとづいた組織文化研究では、特にこの傾向が強い。例えば、組織文化と組織の成果（財務業績および成果に関する知覚）を分析する研究では、組織文化が共有特性かどうかを分析した研究は一部を除いてほとんど見当たらない。すなわち、一人あるいは複数の成員の知覚の集計が、即その組織の組織文化であるとされている研究がほとんどである。また、組織文化と成員の態度（職務満足等）を分析する研究においても、共有された集団特性として操作化されている研究は皆無といってよい。こちらの研究では、各々の個人の知覚が組織文化であり、集団特性なのか個人の特性なのかが不明確な場合が多いのである。一方の組織風土論では、従来から心理的風土と組織風土とい

う個人特性と集団特性を区別した概念が用いられている。

組織文化論に限らず、マクロレベルとミクロレベルをまたぐようなトピックでは同様の問題が常に付きまとう。たとえばグループの研究においてリーダー行動とグループの集団凝集性と組織へのコミットメントの関係を分析するケースを考えてみよう。この場合、組織内のあるグループ（たとえば支店レベル）に属する個人に対し、そのグループ特性を示す質問がなされる（集団凝集性や組織コミットメント）。つまり調査レベルでは個人、分析レベルでは集団ということになる。このような場合、分析において2つの問題が浮かび上がる。まず第1の問題は、先に示したように「集団特性を個々人の回答の平均で示して良いのかどうか」ということである。一般的には、グループごとに平均値を集計し、リーダー行動と集団凝集性の相関関係を分析することになる。すべての人がこのグループの凝集性は中程度であるとするグループと高いと感じている人々と低いと考える人々が同じくらいにいるグループでは平均値を取る限り、集計上は同じ集団特性を示すことになる。次に問題となるのは、「ある変数は等しく集団内メンバーに影響を与えているのかどうか」「ある変数と変数の関係は個人の問題に帰するのか、あるいは集団の影響を受けているのか」ということである。集団凝集性と組織コミットメントの関係を見る場合、そのグループの集団凝集性が高いために仲がよく、グループ内メンバーの組織コミットメントが等しく高くなるのか、そもそも集団凝集性が高いと感じる人は組織コミットメントが高くなるという性質を持っているのかというという視点では、分析の仕方が異なってくる。前者であれば集団レベルでの分析が必要になるが、後者では個人レベルで分析をする必要がある。

これまで指摘してきた問題は、個人と集団の間だけでなく、集団と組織というレベルの間でも同様に起こる問題である。これまでの研究では、仮説を設定する段階でこれらの点に関しての暗黙の前提（たとえば、集団内の認識は集団すべてで等しいという前提）を置き、分析を進めてきた。本論で紹介するマルチレベル分析は、個人レベルに基づいたデータと、グループや部門、組織といった上位のレベルの概念との関連を分析する手法である。

本稿は、まずⅠでは集団内合意、信頼性、非独立性に関する分析手法と考え方、Ⅱでは、集団内・集団間分析（WABA）の分析手法と考え方をそれぞれ説明する。Ⅲでは、集団内合意、信頼性、非独立性を用いた研究と WABA を使った具体的な研究を研究例として詳細に紹介する。最後にⅣでは、実際の数値を使用した例を用いてそれぞれの分析手法をテクニカルに説明していく。

I 集団内合意、信頼性、非独立性 $-r_{wg}$ 、ICC (1)、ICC (2)、 η^2 -

この節では、下位レベルに基づいたデータを上位レベルで集計すること（たとえば、個人レベルで集めたデータを集団特性として集計すること）に関する指標について4つの指標（ r_{wg} 、ICC (1)、ICC (2)、 η^2 ）についてその背後にある考え方と指標の計算そのものについて紹介をしていく。

個人レベルで集められた回答を集団特性として取り扱うために集計する（たとえばグループ内メンバーの平均値をグループの代表値として取り扱う）ことに意味あるかどうかを示すためには、グループのメンバーの回答が偶然集まったメンバーの回答に比べて似ているということを示す必要がある。もし偶然に集められた回答とあるグループのメンバーの回答の類似度の間にそれほど差がなければ、そのグループのその回答に関してグループとして集計することに意味はない。なぜならその回答には集団の影響がまったく示されていないからである。より操作的には、2つのアプローチによってこのような「偶然よりも類似度が大きいかどうか」を試すことができる。1つは、理論的にランダムである分散とグループの分散を対比することによって、もう1つは、伝統的な分散分析を用いて、グループ内分散とグループ間分散を対比することによって、明らかにすることができる。以下では、前者のアプローチによる集団内合意と後者のアプローチによる信頼性と非独立性についてその手法と計算方法について具体的に触れていくことにする。

まず集団内合意と信頼性についてその違いに着目しながら説明していくことにする。集団内合意とは、集団内の人々の回答が一致している程度、すなわち集団内のメンバー相互にその回答が交換可能である程度を示している（James, Demaree, and Wolf, 1984; 1993）。一方信頼性とは、回答者間の回答の一貫性の程度を示している。別の言い方をすれば、平均からの分散・距離として回答を表現した際の回答の一致度である。両者の違いは、次のような例で示すことができる。ある回答者 A は5点尺度の1, 2, 3しか使わず、回答者 B は3, 4, 5しか使っていない場合、ある質問項目に対して A が3点、B が5点をつけていたとしたら、信頼性は高いが、集団内合意の程度は低くなる。逆に A も B も5点をつけていたとしたら、信頼性は低い、集団内の合意度は高くなる（Bliese, 2000）。このような集団合意性は、 r_{wg} によって測定することができる。

次に信頼性と非独立性の違いについて説明していくことにしていこう。議論の先取りになるが、両者ともそれを測定する指標としては ICC(1)を用いている。つまり ICC(1)は、信頼性の測定値として用いられるのと同時に、非独立性の測定値としても用いられ、その用いられ方の違いは明らかにしようとする研究課題に依存する（Bliese, 2000）。先に述べたように、信頼性は、回答者間の回答の一貫性の程度を示している。一方、非独立性は、同一のグループ内のメンバーによって示された回答が、グループによって影響されたり、依存している程度を示す。つまり、信頼性として ICC(1)を用いたとき、その値は回答者間の一貫性を示すものであるのに対し、非独立性として用いたときには、その値はそのグループ

の影響を受けている程度を示すものとなるのである。それでは、具体的な指標について触れていこう。

1. 合意指標： r_{wg}

合意指標は、観測された分散とまったく合意が存在しないときに期待される理論的な分散との差を用いて計算される。この理論的分散には、一様分布（矩形分布）¹が用いられるのが一般的である(James, Demaree and Wolf 1993)。

ここで、ある変数 x に対する標本分散を S_x^2 とすると、メンバー間に完全な合意が存在する場合、 $S_x^2=0$ となるが、少しでも合意がない場合には S_x^2 は 0 よりも大きくなる。一方、まったく合意が存在せず、メンバーがランダムに反応した場合の理論的分散を δ_E^2 とすると、標本分散と理論的分散の差($\delta_E^2 - S_x^2$)は、メンバー間に合意がまったく存在しないときに 0 に近づき、合意が高ければ

$$\delta_E^2 - 0 = \delta_E^2$$

に近づいてくる。ここで、より解釈がしやすいように合意の程度が高ければ 1、低ければ 0 に近づくよう式を変換すると、

$$r_{wg} = (\delta_E^2 - S_x^2) / \delta_E^2 = 1 - (S_x^2 / \delta_E^2)$$

となり、合意指標 r_{wg} の計算式が導かれる。

r_{wg} は単一の項目に関する合意の程度を示す指標だが、複数の項目に関する合意指標($r_{wg(j)}$)は、以下のように計算する(James, Demaree and Wolf 1984)。

$$r_{wg(j)} = J[1 - (S_{xj}^2 / \delta_E^2)] / \{J[1 - (S_{xj}^2 / \delta_E^2)] + (S_{xj}^2 / \delta_E^2)\}$$

ここで、 J は項目数を示し、 S_{xj}^2 は J 個の項目について観測された標本分散の平均値を表している。

合意指標には、統計的有意水準のような明確な基準は存在しない。すなわち、どれだけの数値が得られればメンバー間の合意が集計するのに十分なのかについて、客観的な基準

¹ 一様分布とは、例えばある変数 x がとりうる値がすべて同じ確率で生起する場合の確率分布のことを指している。連続変数の一様分布を、特に矩形分布と呼ぶ場合もある。離散型一様分布の場合、平均値は変数 x が $1 \sim n$ の値をとるとして、 $(n+1)/2$ 、分散は $(n^2-1)/12$ となる。例えば 5 点尺度の質問項目の離散型一様分布は、平均が $(5+1)/2=3$ 、分散は $(5^2-1)/12=2$ となる。矩形分布の場合、平均は変数 x が a から b の範囲の値をとるとして、 $(a+b)/2$ 、分散は $(a-b)^2/12$ となる。

はない。しかし、James 自身はその経験的な基準として、0.70 という数値を示している(George 1990)。

後述するが、 r_{wg} は個人レベルのデータを集計するための指標としていくつかの利点を持っており、一部の組織風土やグループの行動規範の研究で用いられている(Kozlowski and Hults 1987; Schneider and Bowen 1985; Bartel and Milliken 2004 など)。しかし、James ら自身が述べているように、ひとつの重要な問題点として、まったく合意が存在しない場合の理論的分散として、一様分布の分散が適当かどうかは確定していないという点が指摘されている。事実、一様分布をもとにした合意指標は合意の程度を過剰評価する危険があることが指摘されている(Bliese 2000; Bartel and Milliken 2004)。例えば、ある項目にバイアスが生じただけでも合意指標は高い値を示すかもしれない。したがって、実際に研究に応用する際には、後述するような他の指標と並行して用いることが必要となるだろう。

2. Intraclass Correlation: ICC(1)/ ICC(2)

Intraclass Correlation(ICC)は、尺度の信頼性を測定するための指標であったが、転じて個人レベルのデータの集計が正当化できるかどうかを示す指標としても用いられるようになった。マルチレベルの組織研究では、ICC は ICC(1)と ICC(2)を用いて測定されるのが一般的である。これら二つの ICC は、特定の変数が従属変数、グループへのメンバーシップが独立変数である一元配置 ANOVA から計算できる(Bartko 1976)。まず、ICC(1)から見ることにする。

$$ICC(1) = (MSB - MSW) / [MSB + (k - 1)MSW]$$

ここで、MSB はグループ間平均平方、MSW はグループ内平均平方、k はグループ・サイズを表している²。ICC(1)は、 $-1/(k-1)$ から 1.0 までの値をとりうる。ICC(1)が 1.0 のとき、グループ内平均平方が 0 で、かつグループ間平均平方が 0 以上であることを意味している。グループ内平均平方が 0 ということは、グループ内のメンバー間の反応が同じであることを意味している。一方、 $1 - ICC$ の値はメンバー間の不一致がもたらす分散の割合として解釈できる(Bartko 1976)。したがって、James(1982)は ICC(1)を評価者間の合意の程度を表す指標と解釈し、集計の基準として用いることを薦めている³。また、Blyk and Raudenbush(2002)は、それを全分散に占めるグループのメンバーシップで説明される割合と解釈している。つまり、何らかの文脈的要因がメンバーのスコアに影響している程度を示している。

ICC(1)がマイナスの値をとるとき、どのような解釈が可能だろうか。Bartko (1976)は、そ

² グループ・サイズが異なる場合、k はグループ・サイズの平均値が用いられる(Bliese 2000)。

³ James(1982)は、ICC(1)を用いた研究のレビューから ICC(1)が 0 から 0.5 の間をとるとし、中央値は 0.12 であるとしている。

れを信頼性がまったくない状態であると解釈しているが、Bliese (2000)は、Frog-Pond Effect⁴の存在を示すものとして解釈可能であると述べている。すなわち、データの分散の源泉がグループ間にあるのではなく、グループ内の個人間にあることを意味している。

一方のICC(2)は、以下の式で計算される(Bartko, 1976)。

$$ICC(2)=(MSB-MSW)/MSB$$

ICC(2)は、ICC(1)よりも（絶対値が）大きな値となる。ICC(1)が一人のメンバーの評価の信頼性を示す指標であるのに対し、ICC(2)はメンバー間の平均的（全体的）な評価の信頼性の程度を示している。同時に、グループ間で十分な違いがあるかどうかの指標にもなっている(Ostroff 1992)。ICC(2)が1に近づけば、メンバーのスコアによってグループ同士がより区別できていることを意味している。ICC(2)にも、集計を正当化するための統計的基準はない。一般的に用いられているのは、0.70 である。0.70 以上であれば集計に十分な合意が存在し、0.50 から 0.70 が境界域であり、0.50 未満だと合意を示すには不十分だと解釈される(Bartel and Milliken 2004; Klein et al., 2000; Ostroff 1992)。

3. η^2

最後の η^2 （イータ・スクウェア）も、ICC と同じく ANOVA の分析結果から導かれる。 η^2 の導出式は、次のとおりである(James and Williams 2000)。

$$\eta_B^2 = SS_B / (SS_B + SS_W)$$

ここで、 η_B^2 はグループ間イータ・スクウェア、 SS_B はグループ間平方和、 SS_W はグループ内平方和を表している。すなわち、 η_B^2 はある変数の全平方和に占めるグループ間平方和の割合に等しい。また、ある変数を従属変数とし、グループのメンバーシップを（グループ数-1）のダミー変数として独立変数に用いた回帰分析から得られる決定係数の値にも等しくなる(Bliese 2000)。言い換えれば、 η_B^2 はグループ間の違いで説明される分散の割合を表している。

同じように、グループ内イータ・スクウェア(η_W^2)は次のように計算される。

$$\eta_W^2 = SS_W / (SS_B + SS_W)$$

⁴ たとえば、組織内の絶対的な水準では高い能力を持ちながら、比較的能力の高い人々からなる集団に属していることで、その集団の中では相対的に能力が低く見積もられてしまうことを「フロッグ・ポンド効果」(Frog-Pond Effect)と呼ぶ。「a big frog in a small pond」(小さな集団[組織]の中の大物.)、「a little [small] frog in a big pond」(大組織[集団]の中のちっぽけな個人)という英語のことわざに由来していると思われる。

$$\eta_B^2 + \eta_W^2 = 1$$

η_W^2 は、グループのメンバーシップの違いでは説明できていない分散の割合を示している。 η_B^2 と η_W^2 は、後述する WABA における F-test や E-test に用いられる。

ICC(1)と同じく、 η_B^2 はある変数の分散に占めるグループ間分散の割合を示しており、グループ・サイズが十分大きいときには ICC(1)と η_B^2 は等しくなる。しかし、グループ・サイズが小さいとき（例えば 25 人未満）は、ICC(1)と比べて η_B^2 が大きくなる傾向にあるという（Bliese and Halverson 1998; Bliese 2000）。

η^2 を用いた分析手法については、WABA の説明の中で詳述することにする。

II 集団内・集団間分析 —WABA : Within And Between Analysis—

Iで紹介した (η^2 を除く) 3つの手法は、下位レベルで回答された変数を上位レベルでの集計の是非を確かめるための手法であった。以下で紹介される手法は、個人、集団、組織といった分析レベルがあったとき、その変数どのレベルの変数なのかということを確認するための手法である。これらの問題は同時に、より上位のレベル（たとえば集団もしくは組織）をどのような視点でみるのかということにかかわっている。たとえば組織内のグループということで考えれば、そのグループを1つの個体としてみる（同質的）のかバラバラな個人の集合体（異質性）とみるのかということになる。Dansereau and Yammarino (2000)は、これらを全体的視点 (wholes)、部分的視点 (parts) そして両義的視点 (equivocal) の3つに分けた。ここでは、具体的な手法に入る前にこの3つの視点について、個人とグループの2つのレベルにおいてグループ内のリーダーシップを例に、より詳細に検討していくことにしよう。

まず、全体的視点で見るとき、グループ内の個人は同質的である。つまりどのメンバーも同じ傾向があると考えられる視点である。この場合、グループに一人のリーダーがいたとき、リーダーの行動はグループ内のメンバーすべてに等しく同じような影響を与える。伝統的なリーダーシップ研究における、リーダーシップ行動→業績という図式はこのような全体的視点を前提にして議論がなされている。次に、部分的視点で見るとき、グループ内の個人は異質的である。しかしこの場合の異質とは相互依存的な異質性である。たとえば、リーダーがあるメンバーに大きな挑戦的な仕事を任せるということは、ほかのメンバーにとっては挑戦的な仕事は任せてもらえないことになる。つまりある部下に対する取り扱い方が他の部下に対する取り扱い方に依存すると考える場合、部分的視点での議論となるのである。最後に両義的視点とは、異質的であり同時にメンバー間に相互依存関係がない状態である。リーダーシップの文脈で考えれば、リーダーと個人の関係は完全にグループのほかのメンバーとは独立であり、影響を受けない状態である。たとえば、自己の価値をリーダーから伝えられることが成果につながるような仮説の場合、自己の価値を伝えること自体は、個人的なリーダーと個人の問題であり、同時にほかのメンバーへの行動とは独立的である。以下では、それぞれの変数がこれらの3つの視点のうちどの視点で議論すべきかを検討する指標についてその具体的な手法を中心に紹介していく。

1. WABA の分析手法

複数のグループからなる調査対象から集めた個人毎の変数 X と Y の相関を、WABA では次のように分解する(Dansereau and Yammarino 2000)。

$$r_{TXY} = (\eta_{BX})(\eta_{BY})(r_{BXY}) + (\eta_{WX})(\eta_{WY})(r_{WXY})$$

ここで、 r_{TXY} は変数 X と Y の相関係数を表している。 η_{BX} と η_{BY} は、それぞれ変数 X と Y のグループ間イータ (グループ間イータ・スクウェアの平方) を表している。グループ間イータは、原データ(x)とグループごとの平均値($x_g\text{-mean}$)との相関で得ることもできる (Y についても同じ)。 η_{WX} と η_{WY} は、グループ内イータ (グループ内イータ・スクウェアの平方) を表している。グループ内イータは、原データ(x)とグループ平均からの偏差($x-x_g\text{-mean}$)との相関でも得られる (Y についても同じ)。 r_{BXY} は、グループ間相関を表しており、X と Y のグループごとの平均値同士($x_g\text{-mean}$ と $y_g\text{-mean}$)の相関係数である。最後の r_{WXY} はグループ内相関であり、X と Y のグループ平均からの偏差同士($x-x_g\text{-mean}$ と $y-y_g\text{-mean}$)の相関係数である。さらに、(η_{BX})(η_{BY})(r_{BXY})はグループ間構成要素(between group component: BC)、(η_{WX})(η_{WY})(r_{WXY})はグループ内構成要素(within group component: WC)と呼ばれる。この BC と WC を比較することで、データを分析するレベルを推定することが可能になる。この BC と WC の関係によって以下のように、集団の特性は弁別できる。

BC>WC Wholes
 BC=WC>0 Equivocal
 BC<WC Parts
 BC=WC=0 Null

WABA I

WABA は、各変数のイータを元に分析される WABA I と、共分散を分析する WABA II に分けられる。まず、WABA I の手法から見ていこう。

WABA I は、各々の変数の分散が主にグループ内に存在するのか、あるいはグループ間に存在するのか、あるいは両方に存在するのかを分析する方法であり、先ほどのイータ・スクウェアをもとに計算される。グループ間とグループ内のイータ・スクウェアの比率については、通常の F 検定を用いることができる。すなわち、

$$F = \{ \eta_B^2 / (J-1) \} / \{ \eta_W^2 / (N-J) \}$$

ここで、J はグループの数、N はサンプル数を表している。

統計的検定が可能な F 検定とは異なり、グループの違いが及ぼす影響を実際的(practical)に測定しようとするのが E 検定である。E 検定は統計的な検定はできないが、自由度の影響を受けない幾何学的な指標である。

$$E = \eta_B / \eta_W$$

E 値については、30 度検定および 15 度検定という二つの実際の基準が設けられている

(Dansereau and Yammarino 2000)。このとき η_B^2 と η_W^2 はベクトルの成分として考えられる。30 度テストでは、E 値について次のような判断基準が与えられている⁵。

Wholes	$E > 1.73$	$\eta_B^2 > 75\%$
Equivocal	$0.58 < E < 1.73$	$\eta_B^2 \cong 50\%$
Parts	$E < 0.58$	$\eta_B^2 < 25\%$

次に、15 度テストは中心線 45 度を中心とした 15 度角が判断基準となる。すなわち、37.5 度と 52.5 度を基準として分散の所在を判断する。したがって、15 度テストでは次のような判断基準が設けられている。

Wholes	$E > 1.30$	$\eta_B^2 > 63\%$
Equivocal	$0.77 < E < 1.30$	$\eta_B^2 \cong 50\%$
Parts	$E < 0.77$	$\eta_B^2 < 37\%$

30 度テストでは、ベクトル成分が作り出す角度が均等になっているのに対して、15%テストでは分散の割合が均等に近くなっている。このように、WABA I では F 検定と E 検定によって、各変数それぞれの分散の所在を分析する。

WABA II

これに対して WABA II では、変数間の共分散の所在がグループ内かグループ間なのか、あるいは両方なのかを分析する手法である。この分析には、相関係数の分解式で導出されたグループ間相関(r_{BXY})とグループ内相関(r_{WXY})を用いる。まず、これらの相関係数に統計的有意差があるかどうかを Z 検定を用いて分析する。Z 検定の計算式は、次のとおり。

$$Z = (Z_B - Z_W) / [\{1/(J-3)\} + \{1/(N-J-2)\}]^{1/2}$$

ここで Z_B 、 Z_W はそれぞれグループ間相関(r_{BXY})とグループ内相関(r_{WXY})をフィッシャーの

⁵ 例えば、30 度のベクトル成分は、正弦定理と余弦定理より $\eta_B = 0.866$ 、 $\eta_W = 0.500$ となり、その比率(η_B/η_W)は、1.732 となる。

Z変換⁶を施した値、Jはグループ数、Nはサンプル数を表している。このようにして求められたZ値は標準正規分布に従うので、統計的有意差の有無を簡単に調べることができる。A検定は、自由度に拠らない実際的なグループの影響を分析する手法である。

$$A = \theta_w - \theta_B$$

A検定についても、30度基準と15度基準が設けられている。それぞれの判断基準は次のとおり。

30度基準

Wholes	$A > 0.52$
Equivocal	$-0.52 < A < 0.52$
Parts	$A < -0.52$

15度基準

Wholes	$A > 0.26$
Equivocal	$-0.26 < A < 0.26$
Parts	$A < -0.26$

上式の θ_w 、 θ_B は、それぞれグループ間相関(r_{BXY})とグループ内相関(r_{wXY})が作り出す角度を表している。相関係数は余弦(コサイン)と等しいため、A値も容易に求めることができる。Z検定とA検定によって相関係数の違いを分析した後に、各々の相関係数の大きさを検定することができる。この検定には、通常の統計的検定であるt検定と、自由度に拠らない実際的な検定方法であるR検定が用いられる。まず、t検定で用いられるt値は次の式で求められる。

$$t_B = \{r_B(J-2)\}^{1/2} / (1-r_B^2)^{1/2}$$

$$t_w = \{r_w(N-J-1)\}^{1/2} / (1-r_w^2)^{1/2}$$

ここで t_B 、 t_w はそれぞれグループ間、グループ内の相関係数のt値、Jはグループ数、N

⁶ フィッシャーのZ変換の公式は、次のとおり。

$$Z = [\ln\{(1+r)/(1-r)\}] / 2$$

ここでlnは自然対数、rは相関係数を表している。こうして変換されたZを、さらに

$$u = Z(N-3)^{1/2}$$

という変換によって求められるuは、近似的に標準正規分布に従うことが知られている。

はサンプル数を表している。こうして求められた t 値は、それぞれ自由度 $J-2$ 、 $N-J-1$ の t 分布に従う。

また、 R 検定は次式を用いて行われる。

$$R_B = r_B / (1 - r_B^2)^{1/2}$$

$$R_W = r_w / (1 - r_w^2)^{1/2}$$

R 検定についても、30 度と 15 度の実際的判断基準が設けられている。

30 度テスト $R > 0.58$

15 度テスト $R > 0.27$

図Ⅲ-1：職場における時間概念の共有認識に関する概念図

調査は、126 グループ（598 人）に対して行われ、グループのサイズは4人から10人の間である。それぞれの認識に関して個人に対して質問紙が配られ、それぞれ ICC(1)、ICC(2)、 r_{wg} の3つの指標に関して計算がされた。その結果を示したものが表Ⅲ-1である。

表Ⅲ-1 すべての変数に関する集計に関する統計量

	F	ICC(1)	ICC(2)	平均 r_{wg}	個人平均	グループ 平均
短期的指向性	1.49	0.09	0.33	0.92	4.05(1.18)	
長期的指向性	1.61	0.11	0.38	0.93	4.95(1.00)	
時間圧力	2.58	0.25	0.61	0.90	4.12(1.42)	4.16(0.93)
時間管理 (スケジューリング)	3.29	0.32	0.73	0.89	5.46(1.13)	5.45(0.80)
時間管理 (時間設定)	2.69	0.26	0.64	0.92	4.31(1.29)	4.27(0.87)

r_{wg} は 126 グループごとに値が示されるため、この表では 126 グループの平均が示されている。この表からは、 r_{wg} に関してはどの認識に関してもグループごとの集団内合意度が高いことが示され、それぞれの認識ともグループの影響が高いことが示されている。しかし、ICC(1)および ICC(2)に関しては、3つの認識において差が見られた。時間指向性の2つに関しては、 r_{wg} では合意度が高いことが示されたが、ICC に関しては信頼性が低いことが示された。つまり ICC に関しては、時間指向性は個人の問題であることが示されたのである。このように集団間の差異が示されない結果に関して Bartel & Miliken は、サンプルの問題も指摘している。調査対象者の勤める企業のレベルや地位の違いが少なく、一様であり、それが将来への時間指向性を近いものにしたと考えられる。つまり、集団の影響はなく、時間指向性は個人の問題であることが示されたが、調査対象者自体が似たような性質をもった人々であることが、合意度を高めたと考えられるのである。次に時間圧力に関する結果は、共有する認識があるということに関して、中程度の証拠を示した。グループ内の合意度が高く、集団間の差異もある程度示されたことから、異なるコンテキストを持つ仕事グループ間では、時間圧力の認識が異なることを示している。はっきりと集団間の差異は示されなかったものの、時間指向性よりも時間圧力がより集団の影響を受けるという点についてはこれまでの議論を支持する結果といえる。最後に、時間管理の認識の結果については、より集団の影響を受けるという仮説を支持する結果が示されたといえる。詳細に言えば、合意度も集団間の差異もはっきりと示されたことは、時間管理に関しては、集団内で高い共通の認識を示していると同時に、それらはグループごとで傾向が異なることを示している。

彼らの研究は、時間に関する認識がグループの影響を受けるのか、それとも個人で異なるのかという点に関して、合意度と集団間一致度の指標を用いて明らかにすることを目的としていた。このような様々な認識が集団の影響であるのか、個人の問題であるのか、または組織や産業の影響であるのか、といったことと本稿で示してきた集団内分散と集団間分散の関係を示したものが次の表Ⅲ-2である。彼らは、集団内分散、組織内での集団間分散、組織間での集団間分散の3つの指標を用いて、4つの影響要因（個人的差異・職場要因・組織要因・産業要因）を特定することができると考えている。

表Ⅲ-2 認識における予測されるタイプと程度

	一時的な認識への影響要因			
	個人的差異	職場要因	組織要因	産業要因
集団内分散	高	低	低	低
組織内での集団間分散	高	高	低	低
組織間での集団間分散	高	高	高	低

2. Yammarino and Dubinsky (1992)

Yammarino and Dubinsky (1992)は、上司と部下の関係(Superior-Subordinate Relationship: SSR)に関するさまざまな理論を、WABAを用いて経験的に検証しようとしている。SSRに関するこれまでの理論は、分析レベルの問題を暗黙のうちに含んではいたものの、明示的に議論することはなかった。WABAを用いることによって、分析レベルに関する概念的考察（仮説生成）を行った後、経験的検証（仮説検証）を行うことが可能になる。これまでのSSRの理論を分析レベルで整理すると、次表のようにまとめられる。

表Ⅲ-3 分析レベルにおけるSSRの観点

関係の見方	分析レベル	
	二者間	グループ
平均的リーダーシップスタイル	Wholes	Wholes
リーダー＝メンバー交換	Wholes	Parts
均衡的対人関係	Wholes	Equivocal
不均衡的対人関係	Parts	Null
情報処理アプローチ	Equivocal	Equivocal
ノン・リーダーシップ・アプローチ	Null	Null

SSRの分析レベルは、上司と各々の部下の二者間および上司とその複数の部下からなるグループに分類される。SSRの諸理論は、これら2つの分析レベルで整理可能である。まず、平均的リーダーシップスタイルとは、SSRをグループ全体に示されるリーダーのスタイルに基づいて議論する理論である。この理論では、上司と各々の部下の二者間でリーダー

ーシップスタイルに関する合意が存在し、かつグループ全体においても合意が存在すると仮定される。その一方で、リーダーの異なるグループ間ではリーダーシップスタイルの違いが生じる。この理論では、リーダーシップスタイルをグループごとに集計し、その平均値を用いることが正当化される。分析の焦点は、グループ間のリーダーシップスタイルの違いに当てられる。逆に、グループ内の散らばりは誤差と見なされる。理論的には、リーダーシップスタイルに関するリーダー自身の記述、部下の記述、および上司と部下の記述のマッチングが、二者間およびグループ内で一致している（Wholes）ことが理想である。

第二に、SSR が一対一の関係で発生し、そのためグループ内の個々人の間で関係が異なる場合もある。これは、リーダー=メンバー交換アプローチと呼ばれ、焦点はグループ内の2者関係に当てられる。分析レベルの問題から見ると、おのおの上司と部下の間では合意が存在するが、その関係は集団内で違いがある。さらに、その違いはグループの中で相互依存的な関係である。例えば、リーダーがあるメンバーと密接に関わることで、他のメンバーとの関係が相対的に疎遠になるような場合である。つまり、リーダーシップスタイルに関するリーダー自身の記述、部下の記述、および上司と部下の記述のマッチングが、二者間では一致(Wholes)しているが、グループ内では相違(Parts)することが予想される。

第三に、人々の間の類似性あるいは個人間の公平性を保つため、SSR が公平あるいはバランスが取れている、あるいは取れているべきだとみなす場合もある。このような見方を、均衡的人間関係アプローチと呼ぶ。このような関係では、実際の類似性や公平性よりも、知覚された類似性や公平性のほうが重要である。同時に、このアプローチは2者間の人間関係に焦点が当てられており、グループは考慮されていない。分析レベルで考えると、各々の上司と部下関係では合意が存在するものの、その内容は関係によって異なり、したがってグループレベルは適切な分析レベルではない。すなわち、リーダー自身の記述、部下の記述、および上司と部下の記述のマッチングが、二者間では一致(Wholes)していると同時に、グループレベルでは両義的(Equivocal)であることが予想される。前述のリーダー=メンバー交換アプローチと異なる点は、グループレベルでの違いが依存関係にないという点である。あるリーダーとメンバーの関係は、他のメンバーとの関係に影響を与えない。

第四に、人々の間の異質性あるいは地位の違いや不信感によって、SSR は不公平あるいは不均衡になるという観点である。このような見方は不均衡的人間関係アプローチと呼ばれる。このアプローチも純粋に2者の人間関係に関するアプローチである。分析レベルの問題では、上司と部下の間に合意は存在しないのと同時に、グループは適切な分析レベルではない。理論的には、リーダーシップスタイルに関するリーダー自身の記述、部下の記述、および上司と部下の記述のマッチングが、二者間で相違(Parts)しているのと同時に、グループレベルでは分散が存在しない(Null)はずである。

第五に、SSR は暗黙的な性質を持っており、個人個人の情報処理に基づいているという視点がある。この情報処理アプローチでは、上司および部下の反応の個人的差異（知覚、認知的カテゴリー化など）に焦点が当てられる。このアプローチにふさわしい分析レベル

は、2者間でもグループでもなく、個人である。理論的には、リーダーシップスタイルに関するリーダー自身の記述、部下の記述、および上司と部下の記述のマッチングすべてが両義的(Equivocal)となる。SSRの分散のほとんどが個人差に帰属するようなモデルである。

第六に、上司が部下に対して果たす機能は、リーダー行動以外の手段で達成可能であるという視点である。このアプローチは、ノン・リーダーシップ・アプローチと呼ばれ、分析のいかなるレベル(例、個人、2者間、グループ、部門、組織)も適切ではないとされる。つまり、SSRには個人差も2者間の関係の違いも、グループ間の違いもない。理論的には、リーダーシップスタイルに関するリーダー自身の記述、部下の記述、および上司と部下の記述のマッチングすべてにおいて、2者間でもグループ間でも違いがない(Null)はずである。

彼らは、どのSSR理論が現実のデータをよりよく説明するかを確認するため、小売企業(83dyads 26groups)と保険企業(116dyads 31groups)のデータをWABAによって分析した。彼らがSSRの測定に用いた尺度は、上司が部下に対して払う配慮(attention)、上司が部下に委ねる職務の自由度(job latitude)、部下の仕事に対する満足度、および職務適合度(job congruence)の4つである。これら4つの変数の相関行列が分解式によって分解され、その平均が理論の推測に用いられた。

表III-4 2者関係レベルのWABAの分析結果

小売企業						
η		r		構成要素		元の相関
W(83)	B(82)	W(82)	B(81)	W	B	R(164)
0.61	0.79	0.21	0.59	0.074	0.365	0.439
E=1.30 ^a F=1.71 ^{**}		A=0.42 ^a Z=2.97 ^{**} R _w =0.21 t _w =1.95 R _B =0.73 ^b t _B =6.58 ^{**}				R _r =0.49 ^a t _r =6.26 ^{**}
保険企業						
η		r		構成要素		元の相関
W(116)	B(115)	W(115)	B(114)	W	B	R(230)
0.63	0.78	0.27	0.37	0.093	0.219	0.312
E=1.24 F=1.55 [*]		A=0.11 Z=0.84 R _w =0.28 ^a t _w =3.01 ^{**} R _B =0.40 ^a t _B =4.25 ^{**}				R _r =0.33 ^a t _r =4.98 ^{**}

(注 a:15度テスト b:30度テスト*: p<0.05 **: p<0.01)

まず、リーダーとメンバーの2者の関係についてみると、小売企業の場合2者間 η の値が2者内エータよりも有意に大きい結果が得られた。共分散の分析(WABA II)でも、2者間相関係数の方が2者内相関係数よりも有意に大きく、かつその大きさも有意であった。したがって、小売企業のデータでは上司と部下の関係はWholesであると推測できる。すなわち、SSRの分散共分散は上司と部下の認識の違いの中には存在せず、両者の間には合意が存在することが確かめられた。一方保険企業のほうでは、2者間 η は2者内 η よりもF値については有意に大きいという結果が得られたが、共分散の分析では双方の相関係数の間に有意差はなく、かつ両者とも有意な大きさがあることが認められた。したがって、保険企業のデータからは上司と部下の関係はEquivocalであると推測される。すなわち、SSRの分散共分散は上司と部下の間の認識の違いおよび、各々の上司と部下の人間関係の間にも存在している。

表III-5 グループレベルのWABAの分析結果

小売企業						
η		r		構成要素		元の相関
W(57)	B(25)	W(56)	B(24)	W	B	R(81)
0.71	0.71	0.58	0.45	0.292	0.227	0.519
E=1.00 F=2.28*		A=-0.15 Z=-0.72 R _w =0.71 ^b t _w =5.33** R _B =0.50 ^a t _B =2.47 ^a				R _r =0.61 ^b t _r =5.46*
保険企業						
η		r		構成要素		元の相関
W(85)	B(30)	W(84)	B(29)	W	B	R(114)
0.71	0.71	0.41	0.36	0.207	0.181	0.388
E=1.00 F=2.83 ^a		A=-0.05 Z=-0.27 R _w =0.45 ^a t _w =4.12** R _B =0.39 ^a t _B =2.08*				R _r =0.42 ^a t _r =4.49**

(注 a:15度テスト b:30度テスト*: p<0.05 **: p<0.01)

グループレベルの結果は、上司データのみ掲載してある。

次に、グループレベルでの分析結果を見ると、グループ間相関とグループ内相関の間には、統計的にも実際的にも有意ではなかった（A 検定および Z 検定を参照）。また、双方の相関とも有意な大きさがあることが確認された。これは、小売企業と保険企業双方の共分散が、グループ間およびグループ内両方にわたって存在していることを意味している。したがって、グループレベルにおける SSR の状態は両義的(equivocal)であると推測できる。両レベルの分析結果をまとめると、次表のようになる。

表Ⅲ-6：分析結果の要約

企業	2 者	グループ	SSR の推測
小売	Whole	Equivocal	均衡的対人関係
保険	Equivocal	Equivocal	情報処理

小売企業では、SSR の分散共分散は 2 者間に存在しており、特定の上司部下関係には合意が存在することが見出された。しかし、その合意は関係ごとに異なっている。したがって、SSR は個々の上司部下関係の違いとして説明されるのがふさわしい。一方、保険企業では分散共分散は 2 者間と 2 者内およびグループ間とグループ内に存在しており、いずれのレベルも SSR の違いを説明するのに適切なレベルとはいえない。したがって、SSR は個人間の違いとして説明されるのがもっとも適当である。

このように、SSR はそれが発生する文脈によって異なり、適切な分析レベルも異なってくることを示唆されている。例えば、小売企業では上司と部下の距離が短く、相互作用が多い。一方の保険企業では、各々の部下は上司とは独立に仕事をしている。したがって、小売企業では相対的に人間関係が形成されやすいと思われる。また、小売企業での営業は比較的ルーティンなタスクが多く、扱う商品の複雑性も小さい。一方の保険企業の営業には多くのルーティンおよび非ルーティンなタスクが含まれており、比較的広範な知識やスキルが要求される。このような文脈の違いが、SSR の違いに影響している可能性がある。また、分析レベルの違いは、「リーダーシップ」が意味するものの違いを特定しているとも考えられる。小売企業では、リーダーシップとはバランスの取れた人間関係という見地から見られ、その人間関係は上司と部下の組み合わせによって異なっている。対照的に、保険企業ではリーダーシップとは上司と部下の情報処理の個人的差異として見るができる。この意味では、何がリーダーシップと呼ばれるかは、状況によって著しく異なっている可能性があるのである。

このように、WABA を利用することによって上司部下関係におけるさまざまな理論を検証することが可能になる。WABA は、各々の理論が暗黙に仮定してきた分析レベルの問題を概念的かつ経験的に議論することを可能にする。そうすることで、各々の理論に対する仮説生成および仮説検証、および理論と現実のマッチングを左右する条件の分析も可能に

するのである。

IV 計算例

最後に、実際の数値を使って本稿で取り扱ってきた指標について計算例と結果についての考察を行う。計算例は、架空のデータによるものと実際の調査⁷によるデータによるものを行う。

1. 架空の数値例による計算例

ここで、本稿で紹介した分析手法をよりわかりやすく理解するために、具体的な数値例を用いて実際に計算を行うことにする。数値例は、完全に架空のデータである。

今、仮に各々10名からなる5つのグループから、2つの変数XとYに関するデータが得られたとする。例えば、Xは組織風土、Yは職務満足であったとしよう。測定に用いた尺度は5点尺度である。

表VI-1：数値例

G	X	Y	G	X	Y	G	X	Y	G	X	Y	G	X	Y
1	3.00	4.00	2	2.00	5.00	3	3.00	3.00	4	5.00	4.00	5	3.00	3.00
1	4.00	2.00	2	3.00	4.00	3	4.00	4.00	4	3.00	2.00	5	1.00	2.00
1	3.00	4.00	2	1.00	2.00	3	2.00	4.00	4	4.00	3.00	5	1.00	2.00
1	5.00	4.00	2	3.00	2.00	3	3.00	3.00	4	5.00	2.00	5	2.00	1.00
1	2.00	1.00	2	2.00	3.00	3	5.00	5.00	4	4.00	3.00	5	3.00	3.00
1	4.00	4.00	2	3.00	4.00	3	4.00	4.00	4	5.00	4.00	5	2.00	4.00
1	4.00	3.00	2	4.00	2.00	3	3.00	3.00	4	5.00	5.00	5	3.00	2.00
1	5.00	4.00	2	2.00	4.00	3	2.00	2.00	4	4.00	5.00	5	2.00	4.00
1	4.00	3.00	2	1.00	2.00	3	3.00	3.00	4	5.00	3.00	5	1.00	3.00
1	3.00	4.00	2	2.00	4.00	3	4.00	4.00	4	4.00	4.00	5	1.00	2.00
平均	3.70	3.30		2.30	3.20		3.30	3.50		4.40	3.50		1.90	2.60
分散	0.54	1.12		0.46	1.29		0.46	0.72		0.49	1.17		0.62	0.93

まず、合意指標(r_{wg})を求めることにしよう。XとYは5点尺度なので、一様分布の分散はすべて2になる。例えば、グループ1の変数Xについて合意指標を計算すると、

$$r_{wg} = 1 - (S_x^2 / \delta_E^2) = 1 - (0.54/2) = 0.73$$

となる。このようにしてすべての合意指標(r_{wg})を算出すると、下表のようになる。

⁷ ただし今回のような分析を行うために設計された調査ではない。

表VI-2：合意指標の計算結果

	1	2	3	4	5	平均
X	0.73	0.77	0.77	0.76	0.69	0.74
Y	0.44	0.36	0.64	0.42	0.53	0.48

前述のように、0.70 が集計に十分な合意があると見なされる経験的な値なので、変数 X はグループの平均値がそのグループの集団的な特性値と見なすことの正当性が示唆されている。この可能性をさらに強化するために、他の指標についても計算してみよう。

ICC や η は ANOVA の結果に基づいているため、まず変数ごとにグループを水準とした一元配置分散分析を行う。その結果は以下のとおりである。

表VI-3：分散分析表

		平方和(SS)	自由度	平均平方(MS)	F 値
X	グループ間	46.92	4	11.73	22.85***
	グループ内	23.10	45	0.51	
	合計	70.02	49		
Y	グループ間	5.48	4	1.37	1.31
	グループ内	47.10	45	1.05	
	合計	52.58	49		

この結果をもとに、まず ICC(1)を計算することにしよう。公式に当てはめると、X と Y について次のような値が得られる。

$$ICC(1)_x = (MSB - MSW) / [MSB + (k - 1)MSW] = (11.73 - 0.51) / \{11.73 + (10 - 1)0.51\} = 0.67$$

$$ICC(1)_y = (1.37 - 1.05) / \{1.37 + (5 - 1)1.05\} = 0.03$$

一方 ICC(2)は、次のようになる。

$$ICC(2)_x = (MSB - MSW) / MSB = (11.73 - 0.51) / 11.73 = 0.96$$

$$ICC(2)_y = (1.37 - 1.05) / 1.37 = 0.24$$

同様に、 η_B^2 は、

$$\eta_B^2_x = SS_B / (SS_B + SS_W) = 46.92 / (46.92 + 23.1) = 0.67$$

$$\eta_B^2_y = 5.48 / (5.48 + 47.10) = 0.10$$

これらの結果をまとめ、WAVA I の結果を合わせて掲載したものが、次表である。

表VI-4 : ICC および WAVA I の分析結果

	ICC(1)	ICC(2)	η_B^2	η_B	η_w	E 値	F 値
X	0.67	0.96	0.67	0.82	0.57	1.44 ^a	22.85 ^{***}
Y	0.03	0.24	0.10	0.32	0.95	0.34	1.31

a: 15 度検定で有意, *** p<0.001

この表を見ると、まず変数 X については ICC(1)、ICC(2)ともそれぞれの基準値(0.12 と 0.70)を超えており、かつ F 値も統計的に有意であり、E 値も 15 度検定で有意な値を得ることができた。したがって、変数 X はグループ内で同質的であると同時に、グループ間での違いが非常に大きいことがわかった。つまり、変数 X はグループ・レベルで Wholes であり、グループ・レベルでの集計が正当化され、その平均値をグループの特性値とみなしてもよいことが確認できた。

一方、変数 Y については両 ICC とも基準値を下回っている。したがって、グループ内でのばらつきが非常に大きく、グループごとの集計を行い、それを特性値と見ることはできない。これは、個人レベルでの分析が適切な変数と言える。また、E 値が 0.58 を下回っており、変数 Y はグループレベルで Parts であることが示唆されている。すなわち、各々のグループ内のメンバーは、変数 Y については独立ではなく、相互依存の関係にあると推測できる。Y が職務満足とするならば、メンバーの誰かの職務満足の向上は、他のメンバーの職務満足の減少によってもたらされているのかもしれない。

次に、変数 X と Y の共分散の分析レベルについて見ることにしよう。X と Y の相関係数は、グループ内相関とグループ間相関に分解される。まず、変数 X と Y について次のような変数変換を行う。

表IV-5 : 数値例の変数変換

グループ	X-Xm	Y-Ym	X-Xgm	Y-Ygm	Xg-Xm	Ygm-Ym
1	-0.12	0.78	-0.90	0.70	0.78	0.08
1	0.88	-1.22	0.10	-1.30	0.78	0.08
1	-0.12	0.78	-0.90	0.70	0.78	0.08
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
2	-1.12	1.78	-0.30	1.80	-0.82	-0.02
2	-0.12	0.78	0.70	0.80	-0.82	-0.02
2	-2.12	-1.22	-1.30	-1.20	-0.82	-0.02
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮

3	-0.12	-0.22	-0.30	-0.50	0.18	0.28
3	0.88	0.78	0.70	0.50	0.18	0.28
3	-1.12	0.78	-1.30	0.50	0.18	0.28
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
4	1.88	0.78	0.60	0.50	1.28	0.28
4	-0.12	-1.22	-1.40	-1.50	1.28	0.28
4	0.88	-0.22	-0.40	-0.50	1.28	0.28
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
5	-0.12	-0.22	1.20	0.40	-1.32	-0.62
5	-2.12	-1.22	-0.80	-0.60	-1.32	-0.62
5	-2.12	-1.22	-0.80	-0.60	-1.32	-0.62
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮

注：m は平均の意 例 Xm: X の平均

このように変換した変数間の相関行列を計算すると、次のようになる。

表IV-6：変換した数値例の相関行列

	X-Xm	Y-Ym	X-Xgm	Y-Ygm	Xgm-Xm	Ygm-Ym
X-Xm	1.00					
Y-Ym	0.40	1.00				
X-Xgm	0.63	0.29	1.00			
Y-Ygm	0.22	0.95	0.33	1.00		
Xgm-Xm	0.73	0.26	-0.07	0.00	1.00	
Ygm-Ym	0.60	0.32	-0.06	0.00	0.81	1.00

注：m は平均の意 例 Xm: X の平均

この相関行列をもとにして、以下のような分解式が求められる。

$$\begin{aligned}
 r_{TXY} &= (\eta_{BX})(\eta_{BY})(r_{BXY}) + (\eta_{WX})(\eta_{WY})(r_{WXY}) \\
 &= 0.73 \times 0.32 \times 0.81 + 0.63 \times 0.95 \times 0.33 \\
 &= 0.19 + 0.19 = 0.39
 \end{aligned}$$

このように分解された相関をもとに、WAVA IIを行うことにする。まず、Z検定を行うためのZ値を求めることにする。まず、グループ間相関係数(r_{BXY})ならびにグループ内相関係数(r_{WXY})をZ変換する。

$$Z_B = [\ln\{(1+r)/(1-r)\}]/2 = [\ln\{(1+0.81)/(1-0.81)\}]/2 = \ln(9.78)/2 = 2.28/2 = 1.14$$

$$Z_W = \ln(1.96)/2 = 0.67/2 = 0.34$$

これを相関係数の差の検定の式に代入する。

$$Z = (Z_B - Z_W) / [\{1/(J-3)\} + \{1/(N-J-2)\}]^{1/2}$$

$$= (1.14 - 0.34) / [1/(5-3) + \{1/(50-5-3)\}]^{1/2}$$

$$= 0.80/0.72 = 1.11$$

Z は標準正規分布に従い、 $1.11 > p=0.05 \div 1.65$ なので統計的に有意な差異は見られない。次に、A 検定を行うために両相関係数を余弦とする角度を求め、その差を計算すると、

$$A = \theta_W - \theta_B = 71.00 - 35.50 = 35.5$$

となり、15 度基準で両相関係数には違いが見られた。

このように、グループ間とグループ内では相関係数に有意な差は見られなかった。ここで、両相関係数それぞれの大きさについて分析する。まず、t 検定を行う。

$$t_B = \{r_B(J-2)\}^{1/2} / (1-r_B^2)^{1/2} = \{0.81(5-1)\}^{1/2} / (1-0.81^2)^{1/2} = 1.56/0.58 = 2.69$$

$$t_W = \{r_W(N-J-1)\}^{1/2} / (1-r_W^2)^{1/2} = \{0.33(50-5-1)\} / (1-0.33^2)^{1/2} = 3.78/0.95 = 4.00$$

各々の t 値はそれぞれ自由度 $J-2=3$ と $50-5-1=44$ の t 分布に従う。t 値の有意水準を見ると $p=0.10 > t_B = 2.69 > p=0.05$ 、 $t_W = 4.00 < p=0.001$ となり、グループ内相関係数が有意な大きさとなった。

次に R 検定を行う。

$$R_B = r_B / (1-r_B^2)^{1/2} = 0.81 / (1-0.81^2)^{1/2} = 1.40$$

$$R_W = r_W / (1-r_W^2)^{1/2} = 0.33 / (1-0.33^2)^{1/2} = 0.34$$

となり、両相関係数とも 30 度基準で有意な大きさを持っていた。

WABA II の分析結果をまとめると、次表のようになる。

表IV-7 : WABA II の分析結果

	相関	構成要素	Z 検定	A 検定	t 検定	R 検定
グループ間	0.81	0.22	1.11	35.5 ^a	2.69	1.40 ^b
グループ内	0.32	0.14			4.00 ^{***}	0.34 ^b

*** $p < 0.001$, a 15° テスト, b 30° テスト

要約すると、共分散はグループ内およびグループ間両方に存在し、かつその大きさには顕著な違いが見出されなかった。この結果から推測すると、変数 X と Y の関係は Equivocal であると思われる。すなわち、X と Y の関係は主として個人間の違いに由来している。分析レベルは個人であり、グループレベルを分析対象にした研究（例、グループごとの Y の違い等）は正当化できない。X と Y の関係は、個人データから計算された相関をもとにした分析で明らかにされるべきである。例えば、X が組織風土、Y が職務満足であるなら、組織風土に対する個人の知覚（心理的風土）と職務満足の関係を分析するのが適切な分析レベルとなる。

2. 実際の計算例

次に、実際の調査から得られたデータをもとに、マルチレベル分析を行うことにしよう。分析に用いたデータは、コープこうべの店舗に勤務する正職員を対象にしたサーベイ調査によって得られたものである。この調査の詳細については、加護野他 (1998, 2001) を参照されたい。ただし、今回の分析では、店舗ごとのサイズのバランスを整えるため、極端にサンプルが少ない、あるいは多すぎる店舗のデータは省くことにした。その結果、サンプル数は 443（店舗数=41、一店舗あたり平均サンプル数=10.80）となった。なお、分析にはマルチレベル分析用ソフトである DETECT を用いた。

分析に用いた変数は、次の 4 つである。まず、各店舗の店長のリーダーシップに関する 2 つの変数（配慮と達成圧力）を抽出した。配慮行動としては「あなたの上司は、部下の気持ちや立場を大切にしている」「あなたの上司は、部下が持ち込んだ問題に真剣に対応してくれる」といった項目が含まれる。また達成圧力としては「あなたの上司は、部下に当面の課題とは別に、長期的な課題を示している」「あなたの上司は、部下に、ときには不可能と思われる困難な課題に挑戦させている」といった項目が含まれる。

店舗内の風土にかかわる変数としてコミュニケーションと分権的風土の 2 つの変数を用いた。コミュニケーションの変数には「この店舗では、本音で語り合える」「この店舗では、意思疎通がうまくいっている」といった項目が含まれ、この変数が高いほど店舗内でのコミュニケーションがうまくいっていることを示す。次に、分権的風土の変数には「この店舗では、担当者が判断できることは思い切って決定が任されている」「この店舗では、ささいな事柄でも、上司の判断を仰がなくてはならない（逆転尺度）」といった項目が含まれ、この変数が高いほど、より分権的な風土があると考えていることになる。

これら 4 変数の平均および平均平方は、次のとおりである。

表IV-8：変数の平均と平均平方

	平均	平均平方	店舗間平均平方	店舗内平均平方
配慮	3.94	0.45	0.10	0.35
達成圧力	3.57	0.40	0.06	0.34
コミュニケーション	3.20	0.60	0.12	0.48
分権	3.43	0.42	0.11	0.31

これら4変数について、WAVA Iを行うことにする。まず、店舗を水準としたANOVAをもとに、 η_B と η_W を計算し、E値を計算する。

表IV-9：WABA Iの分析結果

	η_B	η_W	E値	推測
配慮	0.47	0.88	0.54	Parts(30° 水準)
達成圧力	0.38	0.93	0.41	Parts(30° 水準)
コミュニケーション	0.44	0.90	0.49	Parts(30° 水準)
分権	0.52	0.86	0.61	Parts(15° 水準)

WAVA Iの結果、4変数とも店舗内の違いが店舗間の違いに比べてかなり大きく、Partsと推測されることがわかる。すなわち、これらの変数を店舗ごとに平均することで、店舗の特性とすることは危険であることを意味している。また、これらの変数については店舗内で相互依存関係にあることが示唆されている。例えば、ある職員に対する店長の配慮行動は、同時に他の職員に対する無配慮をもたらしている可能性がある。あるいは、分権的な組織風土知覚は、他の職員の集権的風土知覚に依存していると推測できうる。

次に、変数間の共分散についてWAVA IIを行うことにする。まず、店舗内相関係数と店舗間相関係数を計算し、両者に有意差があるかどうかを検定する。

表IV-10：WABA IIの分析結果(1)

		相関係数		A 値	Z 値	推測
		店舗間	店舗内			
配慮	達成圧力	0.38	0.61	-0.27 ^a	-1.88*	Parts
	コミュニ	0.67	0.52	0.18	1.33	
	分権	0.44	0.43	0.01	0.08	
達成圧力	コミュニ	0.15	0.29	-0.15	-0.88	
	分権	-0.13	0.16	-0.03	-0.19	
コミュニ	分権	0.61	0.45	0.19	1.30	

* $p < 0.05$, a 15度テスト

分析によって、配慮と達成圧力の相関において、店舗内相関が店舗間相関よりも有意に

大きいという結果が得られた。したがって、配慮と達成圧力の相関は Parts であると推測される。すなわち、配慮と達成圧力の相関は、店舗間の店長のリーダーシップの違いによってもたらされたのではなく、各々の店舗内における職員のリーダーシップの認知の違いからもたらされていると思われる。しかも、その認知の違いは個人差というよりも、店舗内で相互依存関係にあると推測できる。つまり、ある職員が強い配慮と達成圧力を認知することは、同時に他の職員が弱い配慮と達成圧力を認知することをもたらしている。また、他の変数の組み合わせはすべて Equivocal であり、相関が個人差からもたらされていることが推測される。次に、店舗間と店舗内それぞれの相関係数の大きさを検定する。

表IV-11：WABA II の分析結果(2)

		店舗間		店舗内	
		R 値	T 値	R 値	T 値
配慮	達成圧力	0.41 ^a	2.55*	0.78b	15.60***
	コミュニ	0.90 ^b	5.62***	0.62b	12.33***
	分権	0.49 ^a	3.09**	0.48a	9.61***
達成圧力	コミュニ	0.15	0.94	0.30a	6.09***
	分権	0.13	0.84	0.17	3.34***
コミュニ	分権	0.78 ^b	4.86***	0.52a	10.34***

a 15° テスト, b 30° テスト, ***p<.001, **p<.005, *p<.01

分析の結果、達成圧力と組織風土変数の組み合わせを除くすべての相関係数について、店舗間店舗内両方で有意な大きさが得られた。したがって、大部分の共分散は Equivocal であり、店舗の影響よりも個人差の影響の方が勝っていると推測できる。しかし、店舗間相関よりも店舗内相関の方が大きくなる傾向が見られ、店舗内での違いがより相関係数に反映されていることがわかる。

最後に、前述の相関係数の分解式をもとにした、店舗内および店舗間の構成要素ならびに相関係数の分析を行なう。

表IV-12：WABA II の分析結果(3)

		相関係数			構成要素		推測
		R 値	R 値	T 値	店舗間	店舗内	
配慮	達成圧力	0.57	0.69 ^b	14.52***	0.07	0.51	Parts(15 度)
	コミュニ	0.55	0.67 ^b	13.97***	0.14	0.42	
	分権	0.43	0.48 ^b	10.14***	0.11	0.33	
達成圧力	コミュニ	0.28	0.28	5.81***	0.02	0.24	
	分権	0.10	0.10	2.20*	-0.03	0.13	
コミュニ	分権	0.49	0.57	11.88***	0.14	0.35	

a 15° テスト, b 30° テスト, ***p<.001, **p<.005, *p<.01

これまでの分析と同じように、店長のリーダーシップの組み合わせについては **Parts** であったが、他のすべての組み合わせでは **Equivocal** という結果が得られた。すなわち、店長のリーダーシップと組織風土の関係および組織風土同士の関係は、個人差に由来している。したがって、ここで測定された変数に対して組織風土と言う呼び方は適当ではなく、個々人の心理的風土と呼ぶ方がより正確であると思われる。したがって、ある店舗において多くの職員が認めるような店長のリーダーシップが、職場全体の風土を形成しているという図式は当てはまらない。単純化して述べると、各店舗は、配慮と達成圧力両方のリーダーシップを知覚している職員と、どちらのリーダーシップもあまり知覚していない職員から構成されている。さらに各々の職員は、自ら知覚した店長のリーダーシップ行動と心理的な風土とを個々に関連付けていると考えられる。

結び

本稿では、組織行動論におけるマルチレベル分析についてその手法と背景の問題意識について検討をしてきた。最後に、要約とマルチレベル分析の可能性について論じていくことにする。まず、本稿で主に取り上げてきた 4 つの手法について、その特徴を示したものが以下の表結-1 である。本稿では、その変数が集団特性として捉えることができるかどうかということ、つまり同質性または独立を調べる手法として、 r_{wg} 、ICC(1)(2)を取り上げた。また、同質性と独立だけではなく、集団内の異質性を調べる手法として WABA を取り上げた。

表結-1：分析手法の特徴の要約

課題	r_{wg}	ICC(1)	ICC(2)	WABA
その手法は、一度にひとつの単位内か、それともサンプル全体をまたいで変動を評価しているか？	Within	Across	Across	Across
その手法は一般的に変動の 2 つのパターン（同質性または独立）もしくは 3 つのパターン（同質性、独立、異質性）のどちらかを決めるために使われるか？	2	2	2	3
その手法は、それぞれの変数をばらばらに考慮しているか、もしくは変数を全体として考えているか？	それぞればらばらに	それぞればらばらに	それぞればらばらに	まとめて
その手法は、どこにデータが集計されるかどうかを決めるラインを引いているか？	経験的に 0.70	F 検定	経験的に 0.70	F 検定か E 検定
それぞれの手法を用いて得られる値は、グループのサイズによって影響されるか？	いいえ	いいえ	はい	？

次にマルチレベル分析の可能性について、組織行動論の視点から議論していくことにしよう。マルチレベル分析を実際に研究で用いる場合、その結果が目的である場合と分析の前提として用いる場合とがあろう。IIIで紹介した Bartel and Milliken の研究は、 r_{wg} 、ICC(1)(2)を用いて、時間に関する認識が個人的なものであるのかそれとも集団から影響を受けるものかを検討している。一方、後者の例としては、ある変数（たとえばリーダー行動）のある集団の変数（たとえば集団凝集性）への影響を調べる際に、そもそもそれぞれの変数が、集団として集計していいのかわかるの是非を検討するためにマルチレベル分析を行うような研究があげられる。この場合、マルチレベル分析を目的的分析をする前に行うことによって、集団特性の変数を集団として取り扱って良いのか、あるいは集団のレベルで分析して良いのかという点が明らかになる。もしこの 2 つの点がマルチレベル分析で不適切であ

ると示されれば、そもそも目的に分析することに意味はなくなってしまう。このようにこれまで暗黙の前提となっていた点を改めてチェックするツールとして使用する可能性を持っている。

本稿で紹介してきたマルチレベル分析の測定手法は、グループ・サイズによってその値が大きく左右されてしまうケースがあることや測定手法間の結果の違いをどのように解釈すべきかという点についてまだ検討がなされる必要がある。しかしながら、組織行動論の研究に新たな視座を与えてくれる可能性を秘めている。同様に、マルチレベル分析は、これまでの組織行動論の研究に疑問を投げかけるものではない。むしろこれにより従来は手がつけられていなかった研究に関して道を開くものであると考えている。

[2005.11.21 735]

Reference

- Bartko, J. J., 1976, "On various interclass correlation reliability coefficients," **Psychological Bulletin**, Vol.83, pp.762-765.
- Bartel, C. A. & F. J. Milliken, 2004, "Perceptions of time in work groups: Do members develop shared cognitions about their temporal demands?," **Times in Groups: Research on Managing Groups and Teams**, Vol.6, pp.87-109.
- Bliese, P. D., 1998, "Group size, ICC values, and group-level correlations: A simulation," **Organizational Research Methods**, Vol. 1, No. 4, pp.355-373.
- Bliese P. D., 2000, "Within-group agreement, non-independence, and reliability: Implications for data aggregation and analysis," In: K. J. Klein & S. W. J. Kozlowski (Eds), **Multilevel theory, research and methods in organizations** (pp. 349-381), San Francisco: Jossey-Bass.
- Bliese, P. D. & R. R. Halverson, 1998, "Group size and measures of group-level properties: An examination of eta-squared and ICC value," **Journal of Management**, Vol.24, No. 2, pp.157-172.
- Blyk, A. S., & S. W. Radenbush, 2002, **Hierarchical Linear Methods: Applications and Data Analysis Methods**, 2nd edition, SAGE Publications.
- Dansereau, F. & Yammarino F. J., 2000, "Within and between analysis: The variant paradigm as an underlying approach to theory building and testing," In: K. J. Klein & S. W. J. Kozlowski (Eds), **Multilevel theory, research and methods in organizations** (pp. 425-466), San Francisco: Jossey-Bass.
- Dansereau, F., F. J. Yammarino, & S. E. Markham, 1995, "Leadership: Multiple-level approaches," **Leadership Quarterly**, Vol.6, No.3, pp. 251-263.
- George, G. M., 1990, "Personality, affect, and behavior in groups," **Journal of Applied Psychology**, Vol. 75, pp.-107-116.
- James, L. R., 1982, "Aggregation bias in estimates of perceptual agreement," **Journal of Applied Psychology**, Vol. 67, pp.219-229.
- James, L. R., R. G. Demaree, & G. Wolf, 1984, "Estimating within-group interrater reliability with and without response bias," **Journal of Applied Psychology**, Vol. 69, pp.85-98.
- James, L. R. & L. J. Williams, 2000, "The cross-level operator in regression, ANCOVA, and contextual analysis," In: K. J. Klein & S. W. J. Kozlowski (Eds), **Multilevel theory, research and methods in organizations** (pp. 382-424), San Francisco: Jossey-Bass.
- 加護野忠男・金井壽宏・北居明・開本浩矢・出口将人・鈴木竜太・松岡久美・松田良子・上野山達哉, 1998, 『理念と現実のはざ間から ―社会貢献と経営のジレンマは超えられるか―』, コープこうべ・生協研究機構.

- 加護野忠男・北居明・鈴木竜太・松本雄一, 2001, 『生協における経営理念と競争優位 ー地域・理念・店舗の適応関係を探るー』, コープこうべ・生協研究機構.
- Klein, K. J., P. D. Bliese, S. W. J. Kozlowski, F. D. Dansereau, M. B. Gavin, M. A. Griffin, D. A. Hofmann, L. R. James, F. J. Yammarino, & M. C. Bligh, 2000, "Multilevel analysis Techniques: Commonalities, differences, and continuing questions," In: K. J. Klein & S. W. J. Kozlowski (Eds), **Multilevel theory, research and methods in organizations** (pp. 512-553), San Francisco: Jossey-Bass.
- Kozlowski, S. W. J. & B. M. Hulst, 1987, "An examination of climates for technical updating and performance," **Personnel Psychology**, Vol.40, pp.539-563.
- Kozlowski, S. W. J. & K. Hattrup, 1992, "A disagreement about within-group agreement: Disentangling issues of consistency versus consensus," **Journal of Applied Psychology**, Vol. 77, No. 2, pp.161-167.
- Ostroff, C., 1992, "The relationships between satisfaction, attitudes, and performance: An organizational level analysis," **Journal of Applied Psychology**, Vol. 77, pp.963-974.
- Schneider, B., & D. E. Bowen, 1985, "Employee and customer perceptions of service in banks: Replication and extension," **Journal of Applied Psychology**, Vol. 70, pp.423-433.
- Yammarino, F. J. & A. J. Dubinsky, 1992, "Superior-subordinate relationships: A multiple levels of analysis approach," **Human Relations**, Vol. 45, No. 6, pp575-600.