

## 多面観察評価における行動評定スコアの潜在的構造

株式会社リクルートマネジメントソリューションズ 組織行動研究所

小 方 真

独立行政法人大学入試センター 杉 澤 武 俊

株式会社リクルートマネジメントソリューションズ 組織行動研究所

舛 田 博 之

株式会社リクルートマネジメントソリューションズ 組織行動研究所

二 村 英 幸

The Latent Structure of Multi-Observer Ratings

Shin OGATA

(Recruit Management Solutions Co.,Ltd)

Taketoshi SUGISAWA

(National Center for University Entrance Examinations)

Hiroyuki MASUDA

(Recruit Management Solutions Co.,Ltd)

Hideyuki NIMURA

(Recruit Management Solutions Co.,Ltd)

This study estimated the effects of the following 5 factors on the multi-observer ratings of ratees' job performance; the ratee's general level of performance, the ratee's performance on the specific dimension, the rater's idiosyncratic rating tendencies, the rater's organizational perspective, and random error. The job performance ratings were gathered for developmental or administrative purposes in Japanese organizations with an assessment tool; *MOA-M (Multi-Observer Assessment)* provided by Recruit Management Solutions Co.,Ltd.). The data set analyzed in this study consists of 1380 managers' data each rated by 2 bosses, 2 peers, 2 subordinates, and self. The results indicated that idiosyncratic rater effect dominated over half of rating variance in the data set. The ratee performance levels in both general and dimensional factors explained less than 25% of the variance. The average random error effect was 15%. These results were considered to generally coincide with the prior research results reported by Scullen et al.(2000). This is the first study focusing on the latent structure of job performance ratings in Japan.

Keywords: reliability; validity; multitrait-multimethod; correlated uniquenesses- confirmatory factor analysis.

### 1. 背景と目的

多面観察評価は、職場の関係者の複数名が日常の職務行動を評定するツールで、1960年代半ばから研究が進められ、1990年代にはアメリカ・イギリスを中心に普及し、近年日本でも採り入れられてきている。具体的には、①日常の職務行動である職務遂行能力、スキル、期待される行動などを、②被評定者が自己評価すると同時に、③上司・先輩・同僚・部下・後輩・取引先・顧客などから得た評価と自己評価を比較するツールとされる(Tornow, 1993; Dessler, 1997; Lepsinger & Lucia, 1997;

金井・高橋, 2004)。個人を取り巻く上司・同僚・部下など関係者全体からの評定という意味から360度評価と呼ばれることもある。

適用法は、人事考課を補完する人事情報として、また能力開発のための本人へのフィードバック資料としての利用に分類される。普及の背景として、管理者個人の主観による人事考課と比較して、複数人の観察評価を用いる本ツールは公平性・透明性の観点からみても、より望ましいと考えられること、が挙げられる。

多面観察評価に関する先行研究には、尺度の信頼性に関するもの(Dalton, Kaplan, Leslieほか, 1992; 舛田・釣

崎, 1994; 鷺坂・二村・今城, 2002), 基準関連妥当性に関するもの (Daltonほか, 1992; 西田・福田, 1996; 新井・堀内, 2002) などが挙げられる。それらの先行研究からは、多面観察評価手法の尺度の信頼性や基準関連妥当性については実用に耐えうる水準であることが報告されている (表1, 2)。

しかし、実務家を中心に多面観察評価による評定結果の有効性に関する否定的な意見があるのも事実である。評定結果は、多様な解釈が可能なので、人事評価への適

用には慎重であるべきという意見である (Edwards & Ewen, 1996; Tornow, London & CCL Associates, 1998; 山下・今城, 2000)。つまり現状は、尺度の信頼性や基準関連妥当性が検証されているにもかかわらず評定スコアに含まれる意味内容が複雑で、その解釈は実務家の洞察に委ねられている状況であると言える。

これらのことから、多面観察評価の評定を構成する潜在的要素について改めて検討する余地があると言える。評定項目の内容に関する特性の他に注目すべき要素とし

表1 信頼性に関する先行研究

研究者	信頼性係数	構成	信頼性の推定方法
Dalton, et al. (1992)	.68～.93	15尺度/ 98項目	再検査法 (6週間)
	.66～.81		α係数
舛田・釣崎 (1994)	.68～.83	4尺度/ 64項目	級内相関係数
Center for Creative Leadership (1997)	.66～.83	15尺度/ 98項目	再検査法 (6週間)
	.68～.86		α係数
鷺坂ほか (2002)	.94～.95	4尺度/ 64項目	α係数
新井・堀内 (2002)	.61～.90	20尺度/ 341項目	α係数
中島・鎌形 (2004)	.85～.95	8尺度/ 45項目	α係数

表2 基準関連妥当性に関する先行研究

研究者	妥当性係数	基準変数	対象
関本 (1983)	.07～.62	人事考課	技術管理職 N=119
Mount (1984)	.15～.28	不明	不明
Dalton, et al. (1992)	-.09～.32	人事評価	管理職 N=154
西田・福田 (1996)	.30～.62	人事評価	5社の中間管理職 N=211
Center for Creative Leadership (1997)	.16～.36	人事考課	管理職 N=154
新井・堀内 (2002)	.16～.44	人事考課	サービス業A社 中間管理職 N=155

て、評定者を挙げることができる。多面観察評価では、複数名の評定結果を平均した値が用いられることにより評定者の個別事情に起因する要素が相殺されているものの、多様な立場にある評定者の影響を受けることからは逃れられない。すなわち、評定者個人の能力的、態度的、価値意識的な特性は評定に無関係ではないし、さらに評定者と被評定者の立場・役割上の関係、個人的な人間関係、さらに評定に伴うバイアスなども影響を与えているようと思われる (Harris & Schaubroeck, 1988)。これらの要素の評定への影響を明らかにすることによって、評定結果の解釈に示唆を与えることができよう。

本論文で扱う問題は評定の含意に関する検討であり、いわゆる構成概念妥当性にかかるものである。この問題に対するアプローチの方法として、評定データから多特性-多方法 (multitrait-multimethod ; MTMMあるいは多特性-多評価者, multitrait-multirater ; MTMR) 行列を構成する方法がある。Mount, Judge, Scullen ほか (1998) は、MTMM行列から3つのディメンジョンに関する因子と7つの評価者因子を見出した研究を行い、高橋 (2001) はMTMR行列を構成し、確認的因子分析 (confirmatory factor analysis ; CFA) によって弁別的妥当性、収束的妥当性を確認しようと試みた。

しかし、Mount ほか (1998) は因子を分離したのみで、弁別的・収束的妥当性については言及していない。また、高橋 (2001) は、収束的妥当性については担保されているとしながらも、特定の評価領域を他領域と明確に弁別して評定することが困難であることや評定者の評定バイアスなど、評定者の影響が大きいことが報告されている。しかしながら、分析モデルの適合性が不十分で評定構造は明らかになっていない。

これに対して、Scullen, Mount & Goff (2000) は、5つの因子からなる構成要素を設定し、評定スコアの分散に対する各因子の説明力を明らかにした。その中で彼らは、Marsh (1989) が指摘したMTMM行列にCFAを適用する際のパラメタ推定上の問題をクリアしたCU-CFA法 (correlated uniquenesses- confirmatory factor analysis method) と呼ばれる手法を用いている。

そのモデルは、これまで日本における適用例はなく、米国と異なる文化背景においても同様の結果が得られるものは確認されていない。また、Scullenほか (2000) で用いられた2つのツールの間には大筋で食い違いがなかったものの一部では異なった傾向も指摘されており、必ずしも普遍的な傾向が示されているわけではない。

そこで、本研究では、Scullenほか (2000) に従って、日本における多面観察評価における評定の潜在構造を確

認するとともに、それが米国のツールと同様の傾向が見られるものかを検証することとした。

分析に用いられた5つの因子は、以下①～⑤の通り定義されており、本研究もこれに従った。(以下、Scullen ほか (2000) を「先行研究」と表記する)

#### ①一般因子

被評定者の一般的な態度・能力のうち、ディメンジョンに関係なく一貫して見られる成分。具体的には被評定者の有する態度や能力そのもののレベルに加えて、組織風土や価値観の影響により全ての評定者に共有されたイメージなどが含まれる。

#### ②ディメンジョン因子

被評定者の態度や能力のうち、ディメンジョンごとの特徴として表れる成分。主に、被評定者の強み・弱みの特徴が含まれる。

#### ③評定者立場因子

評定者の立場（上司・同僚・部下）に評定者間で共通して見られる成分。各立場ごとに固有に見られる、評定時の思惑や期待などが含まれる。

#### ④評定者固有因子

評定者が独自に認識する被評定者の能力・態度のレベルのうち、各評定者内に一貫して見られる固有の成分。具体的には、各評定者に起因する、評定者個人の有する評定におけるハロー効果や寛大化（厳格化）傾向、中心化傾向も含まれる。

#### ⑤その他因子

上記①～④のいずれにも含まれない成分。評定時の対比効果や被評定者に対する期待や配慮、測定誤差などが含まれる。

①と②は、評定者間で共通して見られる被評定者の態度・能力の関する成分であり、これをまとめて「被評定者要因」と呼ぶ。③と④は、被評定者の態度や能力ではなく評定者の影響による成分であり、あわせて「評定者要因」と呼ぶ。

本研究では、以上の先行研究の枠組みと分析モデルを同種の日本のデータに適用し、多面観察評価の潜在的構造について議論し、米国における先行研究との比較・考察を行う。

## 2. 方法

### ・観測変数

多面観察評価のツールは、複数観察者評価システム MOA-M (株式会社リクルートマネジメントソリューションズ) を用いた。行動評定項目の例は図1の通りである。MOA-Mは、主に組織のミドル・マネジメント層（主に課長層）に対して実施され、64項目からなる両側

評定項目A		Aといえる かといえ ばA	どちら といい といえ ばB	どちら といい といえ ばB	Bとい える	評定項目B	
1 A 問題を論理的に筋道立ててとらえている	A	A'	N	B'	B	B 問題のとらえ方が論理的まとまりに欠けている	
2 A 後輩や同僚の人柄・行動特徴を熟知している	A	A'	N	B'	B	B 後輩や同僚の人柄・行動特徴を表面的にとらえがちである	
3 A 企画立案にあたって類似例の模倣に終わっている	A	A'	N	B'	B	B 類似例を応用しながら新たな企画を立てている	

図1 MOA-M行動評定項目例

表3 MOA-M構成

側面	尺度	内容
仕事の能力	課題形成力	業務上の問題の所在を明らかにし、その本質を解明したうえで、課題解決のための実用価値の高い新しい企画を打ち出していく力
	課題遂行力	最終目的を見据えた判断を的確に行い、課題達成のための具体的・効果的な行動計画を立て、それに沿って着実に粘り強く業務を完遂していく力
協働の能力	人材活用力	部下や後輩の特徴や仕事ぶりを的確にとらえ、助言や指導を与えながらその成長を促し、組織目標達成に向けて全員の意識を結集していく力
	対人対応力	相手の意見や考えを引き出す一方で、自己の意思や考えを相手に理解させ、対立意見を調整しながら、物事を円滑にまとめあげていく力

形式の質問項目に対して、5件法で評定を行っていくことで、課題形成力・課題遂行力・人材活用力・対人対応力の4尺度について、スコアが算出される（表3）。本研究では欠測値の影響を考慮し、各尺度を構成する項目（各16項目）に対する評定を1点から5点に得点化し、その平均値を当該尺度の評定スコアとした。

#### ・対象

38社（製造業15社、非製造業23社）から、3,305名（製造業1,668名、非製造業1,637名）の被評定者に関する評定データを収集した。それぞれの被評定者について、同一の評定項目（64項目）を用いて、自己評定、上司による評定、同僚による評定、部下による評定が観測変数として得られた。全ての被評定者について、上司・同僚・部下からの他者評定は、それぞれ1名以上からの評定スコアが得られている。

後述するモデルに従い、1名の被評定者に対して、自己以外の同じ立場の評定者が全て2名ずつになるように、以下の手続きに基づいて分析対象とするデータを抽出した。

- ① 4尺度全ての自己評定スコアが欠損なく得られている被評定者を全て抽出
- ② 抽出された被評定者について、4尺度の評定スコアに1つでも欠損のある他者評定者（上司・同僚・部下）を除外
- ③ 欠損のある評定者を除外した後に、上司、同僚、部下とも、それぞれ2名以上残っている被評定者を全て抽出
- ④ 1つの立場につき3名以上の評定者がいる場合は、その中からランダムに2名を抽出

最終的に1,380名の被評定者について、上司・同僚・

部下が各2名と自己の計7名による4尺度の評定スコア、すなわち28個の評定スコアが得られた。上司・同僚・部下の各2名の評定者は、モデル上、「上司1」、「上司2」、「同僚1」、「同僚2」、「部下1」、「部下2」として区別するが、同じ立場の評定者のうち、どちらが1でどちらが2となるかはランダムに決定した。

#### ・CU-CFA法

多面観察評価データは、被評定者に関する複数の特性それぞれに対して、複数の評定者による評定値が存在しているので、MTMM（前述のMTMR行列と同義）行列を構成することが可能である。MTMM行列の分析には、従来は、異なる特性と異なる方法をそれぞれ因子としてモデルに組み込んだCFAが適用してきた（豊田, 2000）。

しかし、実際のデータに対してこのようなモデルを適用して分析すると、パラメタ推定において不適解が生じやすくなるなどの、さまざまな問題が指摘されている（Marsh, 1989）。

このパラメタ推定上の問題を回避する方法として、方法（評定者）に関する因子はモデルに含めない代わりに、同じ方法（評定者）によって測定された観測変数の独自因子間に相関を置くCU (correlated uniquenesses) モデル（Kenny, 1979）を適用することが有効であることが示唆されている（Marsh & Bailey, 1991）。CUモデルでは特性の因子については詳細な分析が可能であるが、方法の因子についてはモデル内で構造化されないため、方法についても関心がある場合には十分な知見を得ることができない。そこで、Scullen (1999) はCUモデルによって推定された独自因子の共分散行列に、方法に関する因子を組み込んだCFAを適用するという2段階の推定法

(CU-CFA法)を提案した。

この方法では、まず1段階目のCUモデルの適用によって、観測変数の共分散行列から特性に関する因子によって説明できる成分を取り除いたものが独自因子の共分散行列として推定される。次に、2段階目のCFAによって、1段階目で推定された独自因子の共分散行列から、方法に関する因子と、その他の誤差要因を分離することになる。本研究でも、このCU-CFA法を適用して評定スコアの潜在的な構造を分析する。

#### ・モデル

先行研究にならって、1段階目のCU分析では、被評定者要因として、一般因子とディメンジョン因子を導入した。ディメンジョン因子はMOA-Mの4つの尺度に対応させて、「課題形成力」、「課題遂行力」、「人材活用力」、「対人対応力」の4因子とした。4つのディメンジョン因子間には相関を許し、ディメンジョン因子と一般因子は

無相関と仮定した。全ての観測変数は一般因子とそれぞれ対応するディメンジョン因子に負荷している。さらに、評定者要因の影響をモデルに組み込むために、同じ立場の評定者による観測変数間に独自因子の相関を認め、異なる立場の評定者による観測変数の独自因子は全て無相関とした。

ただし、先行研究では同僚の2名の因子間に負の相関がみられたため、分散説明率を計算する都合上、同僚に関しては異なる評定者間には独自因子の相関を置かないモデルを採用している。確かに、同僚は上司や部下とは異なり、「立場」としてある一定の傾向をもっていると想定することが困難な多様性をもっていると考えられるので、理論的にもこのような制約は理にかなっている。したがって、本研究でも同僚については評定者間の独自因子の相関はあらかじめ0に制約した(図2)。その結果として、同僚の評定者立場因子の説明率は0となる。

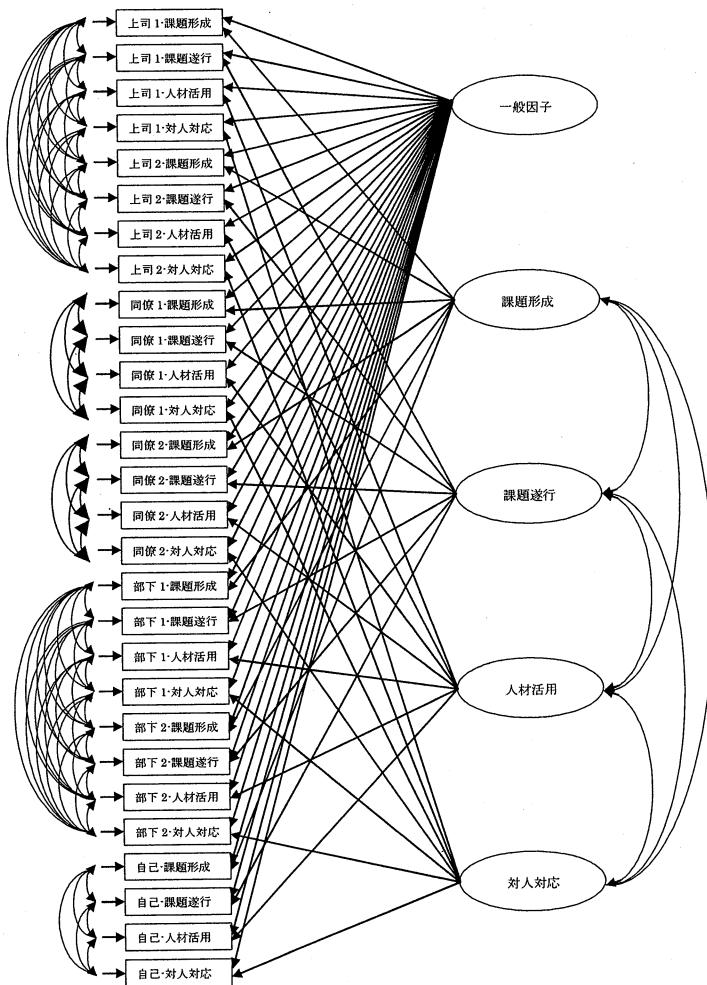


図2 CUモデル

以上のCUモデルにより、一般因子とディメンジョン因子からなる被評定者要因で説明できない要因のうち、個々の評定者内あるいは同じ立場内でみられる評定スコアの共変動がモデル上では独自因子の共分散として表現される。

これを測定方程式の形で表現すると、観測された評定スコアは、

$$x_{jkl} = \lambda_{Gjkl} f_G + \lambda_{jklf_j} + u_{jkl} \quad (1)$$

となる。ここで、 $f$ は共通因子、 $\lambda$ は因子負荷、 $u$ は独自因子であり、 $j, k, l$ は、それぞれ、ディメンジョン( $j=1, 2, 3, 4$ )にそれぞれ「課題形成力」、「課題遂行力」、「人材活用力」、「対人対応力」を割り当てる)、評定者の立場( $k=1, 2, 3, 4$ )にそれぞれ「上司」、「同僚」、「部下」、「自己」を割り当てる)、個々の評定者( $l=1, 2$ )を表す添字である。また一般因子に関するものは添字 $G$ で表す。通常の因子分析モデルでは $u$ の共分散行列 $\Sigma_u$ は対角行列となるが、CUモデルでは評定者の立場が同じものについては、非対角要素(共分散)を0に制約しない。すなわち、

$$\Sigma_u = \begin{bmatrix} \Sigma_1 & O & O & O \\ O & \Sigma_2 & O & O \\ O & O & \Sigma_3 & O \\ O & O & O & \Sigma_4 \end{bmatrix} \quad (2)$$

となる。ここで、右辺の $\Sigma_k$ ( $k=1, 2, 3, 4$ )は $k$ の値に対応する立場における独自因子の共分散行列を表す部分行列で、 $k=1, 2, 3$ のとき $8 \times 8$ 、 $k=4$ のとき $4 \times 4$ の対称行列となる。

このモデルについてパラメタの推定を行い、観測変数ごとに因子負荷の標準化解を用いて、

$$\hat{\lambda}_{Gjkl}^2: \text{一般因子の分散説明率} \quad (3)$$

$$\hat{\lambda}_{jkl}^2: \text{ディメンジョン因子の分散説明率} \quad (4)$$

が求められる。

2段階目として、1段階目で推定された独自因子の共分散行列に対して、評定者の立場ごとに、すなわち、(2)式における4つの部分行列 $\Sigma_k$ について個別にCFAを適用した。

先行研究にならう、自己評定については1因子の因子分析モデル、それ以外については2人の評定者それぞれに対応する因子を導入した2因子の確認的因子分析モデルを設定した。ここで、同僚を除いて2つの因子間に相関を仮定する。この因子間相関は評定者間の一致度(評定者間信頼性)と考えることができる。それぞれの観測変数(厳密には観測変数そのものではなくCU分析で推定された独自因子)は、対応する評定者因子に負荷させた(図3)。すなわち、

$$y_{jkl} = \lambda_{Rjkl} f_{kl} + e_{jkl} \quad (5)$$

と表すことができる。変数を表す記号や添え字の意味は先述のCU分析と共通である。ただし、因子負荷 $\lambda$ の添字 $R$ は評定者要因に関するものであることを表し、 $e$ は残差(その他の因子)を表す。 $f_{kl}$ の分散は全て1となるように制約してパラメタ推定を行う。立場 $k$ において、評定者因子 $f_{kl}$ 、 $f_{k2}$ の相関を $\rho_k$ と表せば、非標準化解を用いて

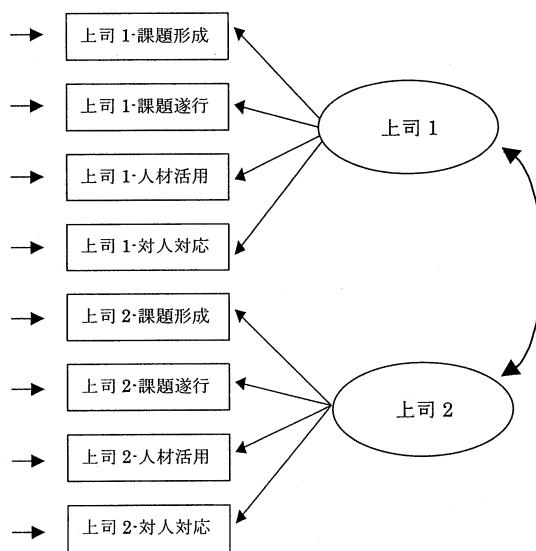


図3 CFAモデル(上司のみ)

## 多面観察評価における行動評定スコアの潜在的構造

$$\hat{\rho}_k \hat{\lambda}_{Rjkl}^2: \text{評定者立場因子の分散説明率} \quad (6)$$

$$(1-\hat{\rho}_k) \hat{\lambda}_{Rjkl}^2: \text{評定者固定因子の分散説明率} \quad (7)$$

$$\hat{V}(e_{jkl}): \text{その他因子の分散説明率} \quad (8)$$

を求めることができる。ただし、 $V(e_{jkl})$  は  $e_{jkl}$  の分散を表す。

### ・推定の手続き

CU-CFA法によるパラメタの推定にはSAS system ver.8.2のCALISプロシジャーを用いた。

上記のモデルに従って、28個の観測変数それぞれについて各因子による分散説明率を計算した。結果の集計は先行研究と同様に評定者の立場ごとに行い、因子ごとに同じ立場内の2人の評定者の平均値を算出し、それを最終的な説明率の値とした。すなわち、他者評定の場合、ディメンションjに関する立場kの評定値における各因子の説明率は、

#### ・一般因子の分散説明率

$$\frac{\hat{\lambda}_{Gjk1}^2 + \hat{\lambda}_{Gjk2}^2}{2}$$

#### ・ディメンション因子の分散説明率

$$\frac{\hat{\lambda}_{jk1}^2 + \hat{\lambda}_{jk2}^2}{2}$$

#### ・評定者立場因子の分散説明率

$$\frac{\hat{\rho}_k(\hat{\lambda}_{Rjk1}^2 + \hat{\lambda}_{Rjk2}^2)}{2}$$

#### ・評定者固有因子の分散説明率

$$\frac{(1-\hat{\rho}_k)(\hat{\lambda}_{Rjk1}^2 + \hat{\lambda}_{Rjk2}^2)}{2}$$

#### ・その他因子の分散説明率

$$\frac{\hat{V}(e_{jk1}) + \hat{V}(e_{jk2})}{2}$$

となる。

## 3. 結果と考察

各因子の分散説明率は表4の通りである。参考のため表5に先行研究の結果を載せた。

モデルの適合度指標について、CU分析ではGFI=.99, AGFI=.94, RMSEA=.014であり、良く当てはまっていると言える。また、CFA分析では上司 (GFI=.92, AGFI=.86, RMSEA=.116), 同僚 (GFI=.93, AGFI=.87, RMSEA=.111), 部下 (GFI=.87, AGFI=.76, RMSEA=.160), 自己 (GFI=.95, AGFI=.77, RMSEA=.208) とも一定程度の当てはまりを見せていている。

MOA-M内の4尺度間で説明率の値に若干のばらつきが見られるが、評定者の立場が同じものについては、その差は最大でも.1程度であり、本質的な差はないと考えられる。したがって以下の考察では、同じ立場内で4尺度ごとの評定結果を平均したものに基づいて記述する。

他者評定の説明率は、評定者要因.58, 被評定者要因.27, その他因子.15を示している。以下、値の大きい順に考察をする。

表4 各因子による分散説明率（本研究）

評定者 尺度	被評定者要因		評定者要因		その他因子		
	一般因子	ディメンション 因子	計	評定者立場 因子	評定者固有 因子		
上司 課題形成	.18	.16	.34	.08	.46	.54	.12
上司 課題遂行	.19	.12	.31	.09	.51	.60	.09
上司 人材活用	.19	.12	.31	.08	.45	.53	.16
上司 対人対応	.18	.13	.31	.07	.42	.49	.21
上司評定平均	.19	.13	.32	.08	.46	.54	.15
同僚 課題形成	.15	.14	.29	.00	.60	.60	.11
同僚 課題遂行	.19	.11	.30	.00	.62	.62	.09
同僚 人材活用	.10	.12	.22	.00	.58	.58	.20
同僚 対人対応	.10	.13	.23	.00	.55	.55	.22
同僚評定平均	.14	.13	.26	.00	.59	.59	.16
部下 課題形成	.17	.11	.28	.08	.54	.62	.10
部下 課題遂行	.18	.09	.27	.08	.55	.63	.10
部下 人材活用	.10	.08	.18	.08	.56	.64	.16
部下 対人対応	.14	.09	.23	.07	.50	.57	.18
部下評定平均	.15	.09	.24	.08	.54	.62	.14
他者評定平均	.16	.12	.27	.05	.53	.58	.15
自己 課題形成	.00	.33	.33	-	.48	.48	.19
自己 課題遂行	.00	.23	.23	-	.59	.59	.17
自己 人材活用	.00	.25	.25	-	.52	.52	.22
自己 対人対応	.00	.16	.16	-	.55	.55	.29
自己評定平均	.00	.24	.24	-	.54	.54	.22

表5 各因子による分散説明率 (Scullen et al, 2000)

評定者立場 尺度	被評定者要因			評定者要因			その他因子
	一般因子	ディメンジョン因子	計	評定者立場因子	評定者固有因子	計	
上司 人間性	.25	.05	.30	.11	.49	.60	.11
	.16	.18	.34	.06	.36	.42	.23
上司 専門性	.17	.11	.28	.11	.50	.61	.12
	.20	.13	.33	.07	.39	.46	.20
上司 管理能力	.14	.12	.26	.12	.56	.68	.07
	.24	.05	.29	.09	.52	.61	.09
上司評定平均	.19	.09	.28	.11	.52	.63	.10
	.20	.12	.32	.07	.42	.50	.17
同僚 人間性	.23	.04	.27	.00	.64	.64	.09
	.16	.14	.30	.00	.48	.48	.22
同僚 専門性	.22	.08	.30	.00	.59	.59	.10
	.23	.08	.31	.00	.45	.45	.24
同僚 管理能力	.17	.07	.24	.00	.69	.69	.07
	.22	.05	.27	.00	.63	.63	.11
同僚評定平均	.21	.06	.27	.00	.64	.64	.09
	.20	.09	.29	.00	.52	.52	.19
部下 人間性	.11	.03	.14	.17	.62	.79	.07
	.08	.09	.17	.12	.49	.61	.22
部下 専門性	.12	.04	.16	.16	.58	.74	.10
	.13	.03	.16	.13	.52	.65	.19
部下 管理能力	.08	.04	.12	.17	.65	.82	.06
	.10	.07	.17	.14	.57	.71	.11
部下評定平均	.10	.04	.14	.17	.62	.78	.08
	.10	.06	.17	.13	.53	.66	.17
他者評定平均	.17	.06	.23	.09	.59	.68	.09
	.17	.09	.26	.07	.49	.56	.18
自己 人間性	.05	.07	.12	—	.75	.75	.13
	.02	.15	.17	—	.62	.62	.21
自己 専門性	.02	.14	.16	—	.67	.67	.17
	.06	.11	.17	—	.63	.63	.21
自己 管理能力	.00	.15	.15	—	.71	.71	.14
	.03	.16	.19	—	.67	.67	.14
自己評定平均	.02	.12	.14	—	.71	.71	.15
	.04	.14	.18	—	.64	.64	.19

※上段はProfilor, 下段はMSPの結果

### ・評定者要因

まず、評定者要因内の評定者立場因子と評定者固有因子のバランスに着目して考察する。評定者立場因子・評定者固有因子は他者評定平均値で、各々.05, .53と評定者要因のはほとんどが評定者固有因子であり、評定者の人物評価や評定傾向を反映しているものと考えられる。

これを立場別に確認しても、上司.08, .46, 同僚.00, .59, 部下.08, .54と、いずれの立場においても評定者固有因子の説明率が高い値を示した。こうした評定者立場因子・評定者固有因子のバランスに表れる特徴は、先行研究においても同様であった。

次に、評定者要因と被評定者要因のバランスに着目する。多面観察評価は、被評定者の能力・スキルを測定するための手法であり、被評定者要因の説明率が最も大きいことが期待される。しかし、本研究結果では、評定者要因の説明率が相対的に大きな値を示した。この点は先行研究においても同様の傾向を示しており、観察評定尺度の一般的な特徴である可能性が考えられる。

評定行動のプロセスをたどると、もともと評定者に固有の要素が多いことに気づかされる。評定行動は評定者の観察・記憶・評定のプロセスを経るため、いずれもパーソナリティや職務経験、職務行動観、評定スキル、評

定傾向など評定者の特性に規定されているものと考えられる。

ただし、評定者要因の説明率が被評定者要因を上回ったことが、必ずしも多面観察評価の有効性を否定するものではないことには注意すべきである。現実には複数の評定者の評定値を総合した値が用いられ、値が集約された尺度は、表1、表2で示したように信頼性や妥当性の観点から実務に有用であることが検証されている。

### ・被評定者要因

本研究において被評定者要因は.27に留まり、評定者要因に比べて低い説明率を示した。ここでは、一般因子・ディメンジョン因子間の比較、および評定者の立場間の比較の観点から考察する。

被評定者要因に関する説明率全体が、それぞれ上司.32、同僚.26、部下.24を示し、上司の説明率は相対的に大きいものの、同僚・部下の説明率はほぼ同じである。このことは、評価を職務役割としていない部下である一般社員も管理者層にあたる被評定者の同僚と同程度に個人差を評定し得ていることを示している。

先行研究においては、上司.28, .32（前者がProfilor、後者がMSPの結果。以下同様）、同僚.27, .29、部下.14, .17となっており、部下の説明率は本研究よりも低かつ

た。日本では部下から上司の人間的な側面への関心が高いことが背景となっている可能性が考えられる。先行研究が行われた米国では、職務を人に割り当てその遂行結果を評価するというマネジメントを特徴としているのに對して、日本では、人の気持ちのつながりを大切にするマネジメントが特徴とされる（津田, 1994；大沢, 2000）。このような日本のマネジメントの特徴を考えるとき、日本の職場におけるメンバー相互の人間的な側面への関心の強さが示唆されている可能性がある。

次に、被評定者要因内における、一般因子とディメンジョン因子のバランスについて、他者評定と自己評定を比較・考察する。

被評定者要因内の他者評定平均は、一般因子.16、ディメンジョン因子.12であった。上司、同僚、部下の立場別に確認すると、それぞれ上司.19,.13、同僚.14,.13、部下.15,.09となり、すべての立場において、一般因子がディメンジョン因子よりもやや高い説明率を示した。このことから、被評定者の能力・スキルは、ディメンジョンごとに分析的に捉えられているというよりは、全般的な能力の水準で捉えられていることが示唆されたと考えられる。

他方、自己評定は、一般因子.00、ディメンジョン因子.24を示し、ディメンジョン因子の方が高かった。他者評定とは異なり自己評定が一般因子に負荷していないことから、能力の全体水準は自己認識が難しいことを示唆している。このことは、自己評定は一般的に他者評定との食い違いが顕著であるとの金井・高橋（2004）の報告とも符合している。

先行研究においても、他者評定については、上司、同僚、部下のいずれの立場でも一般因子がディメンジョン因子よりもやや高い説明率を示していた。また自己評定では、被評定者要因のほとんどをディメンジョン因子が占め、本研究と同様の傾向となっている。

#### ・その他因子

その他因子の他者評定平均は、.15を示した。この傾向は、上司.15、同僚.16、部下.14と立場間ではほとんど差が見られなかった。

先行研究においても、他者評定平均.09,.18（前者がProfilor、後者がMSPの結果。以下同様）、上司.10,.17、同僚.09,.19、部下.08,.17を示し、本研究と同様の傾向であった。

## 4.まとめと今後の課題

本研究の意義は、人事管理場面で広く用いられている多面観察評価における評定に関して、潜在的な構造の数量化を試みることにより、いくつかの示唆が得られたこ

とである。

評定者要因、中でも評定者固有因子が高い説明率を示し、評定には評定者に固有の人物観や評定傾向が多分に反映されていることが確認された。また、被評定者要因において、他者評定ではディメンジョン因子よりも一般因子の説明率が高く、被評定者の能力やスキル全体の水準が認識されやすいことが確認された。他方、自己評定では被評定者要因内で一般因子よりもディメンジョン因子の方が高く、能力やスキルの全体的な水準ではなく、ディメンジョンごとの強みや弱みが認識されやすいことが明らかになった。また、本研究結果は米国の先行研究と概ね一致し、多面観察評価における評定の一般的な構造である可能性が示唆された。

しかし、一部には日本固有の傾向と思われる点も見られた。部下評定において、被評定者要因の説明率が米国の先行研究に比べて高く、一般社員の上司の人間的な側面への関心の強い日本のマネジメントが反映されている可能性が議論された。

以上のように多面観察評価における評定の潜在的な構造についていくつかの示唆が得られたが、これらは本ツールの構成概念妥当性が裏付けられた訳ではない。むしろ評定行動には被評定者の特徴以外の要因が含まれていることが明らかにされた。こうした潜在的な構造を踏まえた上で、評定スコアの総合としての尺度構成の妥当性が議論されなければならない。

最後に今後に向けて明らかになった課題に触れる。まず、第1に日本における一般的な傾向の確認である。本研究では、評定者要因が全体の50%以上の説明率を示して、被評定者要因を上回った。この結果は先行研究と同様であったが、本研究では1つのツールによる分析から導き出されている。他ツールにおける検証によって、これが一般的な傾向であるか否かの確認が求められる。

第2に、部下評定における被評定者要因の説明率が米国の先行研究よりも高い値を示していることから、日本のマネジメントの特徴が反映されている可能性が指摘されたが、その一般性の検証は課題として残された。本課題についても、前述の課題と同様、他ツールでの検証を行いうことが求められる。

第3に組織風土の多面観察評価への影響についてである。評定者間で共有されている人材観、評価観などの組織風土の影響は、本分析モデルは一般因子と区別して捉えられていない。一般因子に含まれる組織風土の要因を取り出して被評定者要因を分析する必要があると考えられる。

第4は、分析モデルについてである。適合度指標などから、本論で用いた分析モデルは有効に機能し、多面観

察評価の潜在的な構造を明らかにすことができたと言える。しかし、相互に異質であることが明らかになっている他者評定と自己評定を同列に位置づけている点は、実務家に違和感を覚えさせる。本研究では、米国の先行研究との比較を目的にしたことからこのモデルを適用したが、実務家にも違和感の少ないモデルの考案も必要であろう。

## 参考文献

- 新井幸子・堀内勝夫 2002 ビジネスパーソン能力測定尺度の作成及び信頼性・妥当性の検討産業・組織心理学会研究, 15, 89-106.
- Center for Creative Leadership 1997 *SKILLSCOPE trainer's guide*. NC: Center for Creative Leadership.
- Dalton,M., Kaplan,B., Leslie,J., Moxley,R., Ohlott, P., & Van Velsor,E. 1992 *Skillscape for managers: Trainer's Guide*. Greensboro, NC: Center for Creative Leadership.
- Dessler, G. 1997 *Human resource management (7th ed.)*. London: Prentice-Hall.
- Edward, M.R. & Ewen, A.J. 1996 *360° feedback*. American Management Association.
- Harris, M.M. & Schaubroeck, J. 1988 A meta-analysis of self-supervisor, self-peer, and peer-supervisor ratings. *Personnel Psychology*, 41, 43-62.
- 金井壽宏・高橋潔 2004 組織行動の考え方. 東洋経済新報社
- Kenny, D.A. 1979 *Correlation and Causality*. New York: Wiley.
- Lepsinger, R & Lucia, D.A. 1997 *The art and science of 360 degree feedback*, CA:Jossey-Bass, Inc.
- Marsh, H.W. 1989 Confirmatory factor analysis of multitrait-multimethod data: Many problems and a few solutions *Applied Psychological Measurement*, 13, 335-361.
- Marsh, H.W. & Bailey, M. 1991 Confirmatory factor analyses of multitrait-multimethod data: A comparison of alternative models *Applied Psychological Measurement*, 15, 47-70.
- 舛田博之・釣崎広光 1994 複数観察者評定における評定結果の信頼性 産業・組織心理学会第10回大会発表論文集, 116-118.
- Mount, M.K. 1984 Psychometric properties of subordinate ratings of managerial performance. *Personnel Psychology*, 37, 687-702.
- Mount, M.K., Judge, T.A., Scullen, S.E., Sytsma, M.R., &
- Hezlett,S.A. 1998 Trait, rater, and level effects in 360-degree performance ratings. *Personnel Psychology*, 51, 557-576.
- 中島彩花・鎌形みやこ 2004 多面観察評定ツール作成の試み(1) 産業・組織心理学会第20回大会発表論文集, 87-90.
- 西田直史・福田隆郎 1996 多面観察評価と人事考課の関係 産業・組織心理学会第12回大会発表論文集, 54-56.
- 大沢武志 2000 経営人事における人事アセスメント 大沢武志・芝祐順・二村英幸(編) 人事アセスメントハンドブック第1章 金子書房
- 鷺坂由紀子・二村英幸・今城志保 2002 複数名の評定者による主観的評定の信頼性 経営行動科学学会第五回年次大会発表論文集, 95-102.
- Scullen, S.E. 1999 Using confirmatory factor analysis of correlated uniquenesses to estimate method variance in multitrait-multimethod matrices. *Organizational Research Method*, 2, 275-292.
- Scullen, S.E., Mount, M.K. & Goff, M. 2000 Understanding the latent structure of job performance ratings. *Journal of Applied Psychology*, 85, 956-970.
- 関本昌秀 1983 適性多面評価の安定性と妥当性に関する一考察 慶應経営論集, 4(2), 1-17.
- 高橋潔 2001 多面観察法(360度フィードバック法)に関する多特性多評価者行列分析 経営行動科学, 14, 67-85.
- Tornow, W.W. 1993 Perceptions or reality: Is Multi-perspective measurement a mean or an end? *Human Resource Management*, 32, 221-229.
- Tornow, W.W., London, M. & CCL Associates. 1998 *Maximizing the values of 360-degree feedback : A process for successful individual and organizational development*. San Francisco : Jossey-Bass Inc.
- 豊田秀樹 2000 共分散構造分析[応用編]—構造方程式モデルング 朝倉書店
- 津田真澂 1994 日本の経営文化 ミネルヴァ書房
- 山下順三・今城志保 2000 職務遂行行動の測定 大沢武志・芝祐順・二村英幸(編) 人事アセスメントハンドブック第13章 金子書房  
(平成16年11月2日受稿, 平成17年2月1日受理)