対人認知構造における個人差の測定 (4) ——INDSCAL モデルによる多次元解析的アプローチ——

名古屋大学

林 文 俊¹

A MULTIDIMENSIONAL APPROACH TO THE MEASUREMENT OF INDIVIDUAL DIFFERENCES IN INTERPERSONAL COGNITIVE STRUCTURE: AN APPLICATION OF THE INDSCAL MODEL

FUMITOSHI HAYASHI

Department of Educational Psychology, Nagoya University

The purpose of the present study was to examine the potential usefulness of Carroll and Chang's INDSCAL model for the investigation of "implicit personality theories." The results were: (a) The INDSCAL stimulus dimensions were closely comparable to those obtained by factor-analytic procedure; (b) individual differences in the salience of the dimensions of personality perception were highly related to perceiver's sex, personality variables, cognitive complexity, and structural indices illustrated by Cronbach (1958); and (c) individual differences mentioned above had significant effects on the way of forming impressions based upon several personality traits.

他者に対するパーソナリティ認知に際しては主体の要因が強く関与し、同じ刺激人物に対する認知内容にもかなりの個人差が存在する。認知者の個体変数には、性、年齢、パーソナリティ特徴といった主体の一般的特性のほかに、他者を認知する際の情報処理様式上の差異を指摘できるが、後者における個人差の測定に関しては、現在までのところ必ずしも研究成果は上がっていない。

この問題に対する認知スタイルからのアプローチとして代表的なものに、Bieri (1955) によって提唱された認知的複雑性 (cognitive complexity, 以下 CC と略す) の概念がある。社会環境、特に他者を多次元的に認知できる能力と定義される CC については、Kelly (1955) の Role Construct Repertory Test (Rep テスト) による方法を基本型として、これまでに種々の測定法が提案されている。しかし、この研究領域における最も大きな問題点は、CC の測定が研究者によって恣意的になされ、しかも、これら種々の測度間には相互に一貫した関係が認められない (Vannoy, 1965; など) ことである。このことから Seaman & Koenig (1974), Honess (1976) など最近の研究は、同一個人について何種類もの CC 得点を算出する必要性を強調している。

他方、個々人がもつ暗黙裡のパーソナリティ観 (implicit personality theories) を多次元解析的手法を用いて解明しようとする試みもある。そのためには他者評定に関する資料を個人毎に因子分析したり、個人差を考慮した多次元尺度構成法 (MDS) の適用が検討されている。後者の手法としては、(a) Tucker & Messick (1963) の "Point of view" 分析や (b) Carroll & Chang (1970) が考案した INDSCAL モデルなどがある。Pedersen (1965) は、(a) の手法によって、性格特性間の相互関連づけのパターンにおける個人差を分析し、それが認知者の権威主義および曖昧さへの耐性と関係が深いことを報告している。また、丸山 (1967) は同じ手法により、仮想的刺激人物に対する印象の個人差を分析している。さらに、Sherman (1972) は、(b) の手法を対人認知の領域に初めて適用し、その有効性を吟味している。

自由記述法で得た資料から、人が他者を認知する場合に自発的に用いる次元の数や内容は個人によって異なることが知られているが、これが安定した個人差の指標となり得るかどうかは疑問である。それに対して INDSCAL モデルは、知覚判断において人々は共通した諸次元のセット (共通刺激空間) を判断の枠組として用いるが、各次元に対するウェイトの大きさは個人毎に異なる (被験者空間) という前提に立っており、CC の概念を基礎と

¹ 本研究について御指導を賜った名古屋大学教育学部大橋正夫教授、ならびに資料の分析に際して貴重な御示唆を頂いた村上 隆助手に、深く謝意を表します。

した対人認知過程における個人差の測定に有効な分析手法となり得ると考えられる。

筆者はこれまで対人認知構造を、人が他者のパーソナリティ認知に際して働かす多次元認知空間と定義し、その構造的特徴の個人差を如何にして測定するかという方法論的問題について一連の検討を加えてきた。まず第1報(林, 1976a)では、Cronbach (1958) のパーソナリティ認知空間の着想に示唆を得て、数量化第Ⅲ類の手法により、各個人が認知した刺激人物を多次元認知空間の中に位置づけた。そこから主観的期待値 $SEV(t)$ 、判断分散 $JAV(t)$ 、相対的ウェイト $RWT(t)$ といった個人差を表わす3種の構造指標を算出し、Seaman & Koenig (1974) の手続きに準じた CC 測度との関連を検討した。また、第2報および第3報(林, 1976b; 林, 1978a)では、INDSCAL モデルの適用を試みた。

ところで、このような方向をさらに進めるうえには、人々が他者のパーソナリティ認知に際して働かす諸次元の意味内容を明確にしておく必要がある。評価次元が対人認知構造の中核を成すことは、これまで幾多の研究者により実証されてきたが、Rosenberg, Nelson, & Vivekananthan (1968) は、評価次元を (a) social good-bad と (b) intellectual good-bad の2次元に大別している。また Hamilton & Fallot (1974) および中里 (1977) は、この知見をさらに発展させ、刺激人物に対する好感の判断には (a) の次元が、尊敬の判断には (b) の次元がより強い規定力をもつことを見だしている。

林 (1978c) も Rosenberg et al. (1968) の知見にそって対人認知構造の基本次元の内容を検討し、それらを、個人的親しみやすさ (以下、IE と記す)、社会的望ましさ (以下、SE と記す)、活動性と命名される主要3次元に整理している。IE とは、(a) の次元と関連が深く、他者の全体的パーソナリティを affective に評価する好感-嫌悪の次元をさす。これに対して、SE は、(b) の次元に近く、主として他者のもつ知的特性を価値づけて認知する尊敬-軽蔑の次元をさす。IE 次元は likability, SE 次元は desirability に対応するものと考えられることもできる。

本稿は以上の研究で得られた知見をふまえて、INDSCAL モデルで測定される対人認知構造における個人差指標の妥当性について考察することを目的とする。具体的には、Rep テストでの役割人物 (role person) に対するパーソナリティ認知の個人差を INDSCAL モデルによって測定し、これが実験的に構成された仮想的な刺激人物に対する認知様式の差異と有意な関連を持つか否かを吟味する。この他、測定された個人差と CC 測度ならびに Cronbach (1958) 流の構造指標、さらには被験者の性、パーソナリティ変数との関連についても附加的な検討を加える。

方 法

被験者および調査期日 被験者は中学2年生117名。調査は1978年7月と9月の2回に分けて実施した。

手続き 第1回目調査では、父母、兄弟姉妹、先生、友人などの中から、1. 好きな男性、2. 嫌いな男性、3. 好きな女性、4. 嫌いな女性、の各項に該当する具体的な人物を2人ずつ列挙させ、これら8人の役割人物の性格特徴を Table 1 に示した20の特性形容詞を右極、これらの反意語を左極した7点尺度上で評定させた。使用した尺度項目は、大橋・三輪・平林・長戸 (1973) の研究で選定された内容を中学生用に改訂したものである。第2回目調査では、被験者の中の40名に対しては、線画により表現された8人の仮想的な人物²に対するパーソナリティ印象を上と同じ20尺度上で判断させ、その後で YG 性格検査を施行した。また残り77名の被験者に対しては、各々4つの特性語によって構成された4人の仮想的刺激人物を呈示し (Fig. 1)、そこから推測されるパーソナリティ印象を Table 8 に掲げた15の特徴とその反対語を両極とした7点評定尺度上で判断させた。これは、Hamilton & Fallot (1974) および中里 (1977) と同様な問題意識に立脚して、刺激特性次元での情報顕出性 (information salience) が判断に及ぼす分化的影響を問題とするもので、SP-1 と SP-4 は SE は高いが IE は低い人物、SP-2 と SP-3 は IE は高いが SE は低い人物と認知されるよう企図して刺激を構成した。なお、SP-3 の特性は SP-1 と反対、SP-4 の特性は SP-2 と反対になっている。印象判断の後、各刺激人物に対する好意度の順位づけを求め、最後に FIRO-B テストならびに self-esteem に関する質問紙に回答させた³。

FIG. 1. 特性語による刺激人物の構成。

² これらは先の研究(林, 1978b)の結果に基づいて、90人から成る漫画の登場人物の顔の線画刺激より、形成されるパーソナリティ印象が相互に異なるような、いわば代表的な刺激人物を選出したものである。

³ FIRO-B については中村 (1963)、self-esteem については長戸 (1975) の項目を一部変更した質問紙を用いた。

分析の方法 本研究では、次の手順で分析を行なった。

1. 次元性の検討：はじめに因子分析（主因子法，バリマックス回転）の手法により，対人認知構造を構成する主要次元の意味内容について予備的検討を加える。

2. INDSCAL モデルによる個人差の測定：通常このモデルの入力データは被験者毎に求めた全刺激間の距離であるが，今回の分析では，8人の役割人物に対するパーソナリティ評定資料から，各被験者毎に性格特性尺度間の共分散行列を算出し，これを非線形逐次最小2乗法の手続きにしたがって，

$$C_{jk}^{(h)} = \sum_{t=1}^r w_{ht} x_{jt} x_{kt} \quad (1)$$

ただし，

$C_{jk}^{(h)}$ ：評定者 h における尺度 j と k との共分散

w_{ht} ：評定者 h が次元 t に対しておくウェイト

x_{jt}, x_{kt} ：尺度 j および k の次元 t での座標値

と正準分解する方法をとった。なお，入力データは (2) 式，得られた解は (3) 式によって規準化した。

$$\sum_j \sum_k \{C_{jk}^{(h)}\}^2 = 1 \quad (2)$$

$$\sum_j x_{jk}^2 = 1 \text{ および } \sum_k x_{kt}^2 = 1 \quad (3)$$

3. 測定された個人差と CC の測度および Cronbach 流の構造指標との関連：CC の測定については第1報 (林, 1976a) と同じく，被験者毎に 20 性格特性 $\times$ 8 役割人物の反応マトリックスを作成し，次の4測度を算出した。いずれの測度とも得点が小さいほど CC が高い。

TCC：Rep テストに基づく Bieri (1955) の測度と同様，マトリックスの行間の相対的未分化度を表わす。

LPP：Fiedler (1964) の LPC に類似した測度で，嫌いな他者をよりネガティブに評価する傾向を表わす。

MPP：好きな他者をよりポジティブに評価する傾向を表わす。

ASO：ASO = MPP + LPP による。

また Cronbach 流の構造指標についても，第1報と同種の測度を，役割人物に対する評定資料を因子分析して得られた因子得点によって求めた。

4. 測定された個人差の妥当性に関する検討：INDSCAL モデルによって測定された個人差の妥当性に関して，第2回目調査の資料を次の2点から分析した。

(1) 線画刺激に対する印象評定資料を同じく INDSCAL モデルにより分析した場合，析出される次元の意味内容は役割人物の場合とどのくらい共通しているか。また個人が各次元に対して持つウェイトの配列パターンには，両者の間である程度の安定性が見られるか。

(2) 役割人物評定資料で測定された個人差は SP-1 から SP-4 に対する印象評定において，どのような認知様式の差異として機能するか。

結 果

対人認知構造を構成する基本次元

Table 1 は役割人物評定資料の因子負荷行列を示す。サンプル数は役割人物 $8 \times$ 被験者 $117 = 936$ で，因子抽出の打ち切り基準は固有値 ≥ 1.0 とした。析出された因子構造は，林 (1978c) のいう主要3次元とよく対応しており，第1因子は IE 次元，第2因子は活動性と意志の強さが隔合した力本性の次元，第3因子は SE 次元と解釈できる。次に線画刺激に対する印象評定を同じく因子分析した場合にも，これと極めて類似した因子構造が析出された。ちなみに，両者の第1因子から第3因子までの Tucker の因子類似性係数は，それぞれ 0.97, 0.96, 0.93 となった。

INDSCAL モデルによる個人差の測定

Table 2 は，役割人物評定資料を INDSCAL モデル (3次元解) で分析した場合の共通刺激空間の構造を示す⁴。各次元の意味を上記主要3次元の観点から解釈すると，Dim I は力本性の次元に一般的評価バイアスが融合している。すなわち，これは他者のパーソナリティを主として力本性の程度により判断し，力本性の高い [低い] 人物をポジティブ [ネガティブ] に評価する比較的単純な認知様式を表わす次元と考えられる。また，Dim II と Dim III は各々，IE 次元，SE 次元と解釈できる。

Table 3 は，各次元 t に対して個人が置くウェイトの大きさ $w(t)$ を被験者の性別に見たものである。男子は Dim I に偏って大きなウェイトをかけるのに対して ($t = 3.22, p < .01$)，女子は，男子よりも $w(\text{II})$ が大きく ($t = 2.36, p < .05$)，その他の次元にも比較的均等なウェイトをかけている。

さらに， $w(t)$ と被験者のパーソナリティ変数との関連を検討したところ， $w(\text{I})$ は，YG 検査の R 得点 (のんきさ) との間で $r = -.33$ ，FIRO の Ae 得点 (他者に積極的に好意を持ちたい欲求) と $r = .24$ ，self-esteem 尺度の第1因子 (自分の能力に対する自信) の得点と $r = .29$ ，といった有意な相関があった。また $w(\text{III})$ と YG 検査の Ag 得点 (愛想の悪さ) との間にも $r = .41$ の相関が認められた。

CC および Cronbach 流の構造指標との関連

はじめに，CC の4測度の平均得点を被験者の性別に求め，これを大学生を対象とした第1報の結果と比較した (Table 4)。TCC，LPP，および ASO の3測度には男女間で有意差があり (それぞれ $t = 2.64, p < .05$; $t =$

⁴ 計算機の容量制限から，第2回目調査で線画刺激を評定した40人の被験者を除いて $N = 77$ とした。なお，除外された被験者の役割人物評定資料からも，ほぼ同じ内容の共通刺激空間が析出された。

TABLE 1

役割人物評定の因子負荷行列(バリマックス回転後)

Factor → ↓ Scale	1	2	3
1. 積 極 的 な	.02	.69	.25
2. 人 の わ る い	-.76	-.39	-.23
3. な ま い き で な い	.74	.15	.30
4. 人 な つ っ こ い	.51	.44	.04
5. に く ら し い	-.78	-.28	-.25
6. 心 の ひ ろ い	.56	.46	.42
7. 非 社 交 的 な	-.31	-.63	-.27
8. 責 任 感 の 強 い	.54	.41	.50
9. そ そ っ か し い	-.30	-.15	-.54
10. 恥 し ら ず の	-.51	.07	-.02
11. 重 々 し い	.08	.05	.47
12. 沈 ん だ	-.31	-.55	.11
13. 堂 々 と し た	.19	.33	.60
14. 感 じ の わ る い	-.80	-.37	-.27
15. き ち ん と し た	.49	.39	.50
16. 親 し み や す い	.64	.46	.20
17. 無 気 力 な	-.25	-.70	-.43
18. 自 信 の な い	-.09	-.66	-.43
19. 気 長 な	.59	.08	.20
20. い じ わ る な	-.77	-.37	-.28
$\Sigma a_i^2/N \times 100$ (%)	27.4	18.6	12.5

TABLE 2

INDSCAL 分析で得られた共通刺激空間

Dimension → Scale ↓	I	II	III
1. 積 極 的 な	.27	-.11	-.05
2. 人 の わ る い	-.24	-.32	-.26
3. な ま い き で な い	.19	.33	.32
4. 人 な つ っ こ い	.25	.28	-.02
5. に く ら し い	-.22	-.40	-.22
6. 心 の ひ ろ い	.24	.15	.27
7. 非 社 交 的 な	-.26	-.03	-.08
8. 責 任 感 の 強 い	.25	.10	.33
9. そ そ っ か し い	-.12	.06	-.27
10. 恥 し ら ず の	-.03	-.22	-.15
11. 重 々 し い	.01	-.06	.21
12. 沈 ん だ	-.16	-.09	.10
13. 堂 々 と し た	.16	-.14	.26
14. 感 じ の わ る い	-.29	-.39	-.29
15. き ち ん と し た	.23	.07	.29
16. 親 し み や す い	.32	.34	.15
17. 無 気 力 な	-.27	.01	-.11
18. 自 信 の な い	-.28	.14	-.05
19. 気 長 な	.11	.15	.26
20. い じ わ る な	-.24	-.33	-.31
$\sum_h w_{ht}^2$	21.97	9.07	7.09

2.79, $p < .01$; $t = 2.01$, $p < .05$), 女子は男子より CC が高いと言える。他方, 中学生と大学生を比較しても, 同じ3測度において, 大学生はより CC が高いという発達の差異が認められる(それぞれ $t = 2.62$, $p < .05$; $t = 4.43$, $p < .01$; $t = 4.16$, $p < .01$)。好きな他者をよりポジティブに認知する傾向(MPP)にはいずれの比較においても有意差がないのに対して, 嫌いな他者をよりネガティブに認知する傾向(LPP)には被験者の性および発達段階によって顕著な差異が認められることは興味深い。

次に, CC の測度と INDSCAL モデルにより析出された $w(t)$ との関連を調べると (Table 5), MPP を除く3測度はいずれも $w(I)$ と正の, $w(II)$ と負の有意な相関をもつ。すなわち, 他者のパーソナリティ認知に際して, 力本性に一般的評価バイアスが融合した次元に大きなウェイトを置く個人は, 嫌いな他者をネガティブに評価する傾向(LPP)が強く, CC が低い。これに対して, IE 次元に大きなウェイトをおく個人は, 嫌いな他者に対してもそれほどネガティブな評価をせず, 認知的により複雑である。

さらに, $w(t)$ と Cronbach 流の構造指標との積率相

TABLE 3

各次元に対するウェイトの男女別平均と標準偏差

	Males ($n=40$) Mean [SD]	Females ($n=37$) Mean [SD]	Total ($n=77$) Mean [SD]
$w(I)$	.55 [.24]	.36 [.27]	.46 [.27]
$w(II)$	.20 [.22]	.32 [.22]	.26 [.22]
$w(III)$	.20 [.18]	.25 [.23]	.22 [.21]

関係数を Table 6 に示す。2種の構造指標における各人の得点は, Table 1 に示した因子分析で得られた全サンプルの因子得点を基に林 (1976a) の計算式によって求め, 例えば VAR (2) は, Table 1 の第2因子 (つまり力本性の次元) での判断分散を表わす。Table 6 によれば, $w(I)$ は VAR (2) および RWT (2) と, $w(II)$ は VAR (1) および RWT (1) と, $w(III)$ は VAR (3) および RWT (3) といずれも有意な正の相関をもつ。このような結果は, INDSCAL モデルで析出された3次元と因子分析におけるそれらとの意味内容の類似を明示するとともに, Cronbach の考え方を基礎としたアプローチは, 本研究の INDSCAL モデルにおける被験者空間の分析

TABLE 4
認知的複雑性得点の平均および標準偏差

	Junior high school students			Under-graduates (<i>n</i> =44)
	Males (<i>n</i> =40)	Females (<i>n</i> =37)	Total (<i>n</i> =77)	
TCC Mean [SD]	878.1 [184.1]	775.7 [148.5]	828.9 [175.5]	747.8 [136.5]
MPP Mean [SD]	11.8 [4.2]	11.9 [2.8]	11.9 [3.6]	11.7 [3.5]
LPP Mean [SD]	8.6 [4.2]	5.9 [4.2]	7.3 [4.4]	3.0 [6.1]
ASO Mean [SD]	20.4 [5.9]	17.9 [4.8]	19.2 [5.5]	14.6 [6.3]

TABLE 5
各次元に対するウェイトと認知的
複雑性得点との相関

	TCC	MPP	LPP	ASO
<i>w</i> (I)	.50**	.27*	.45**	.54**
<i>w</i> (II)	-.51**	-.17	-.51**	-.52**
<i>w</i> (III)	.14	.10	.12	.17

* $p < .05$, ** $p < .01$

とかなり共通していることを裏づけている。

測定された個人差の妥当性に関する検討

まず線画刺激に対する印象評定資料を INDSCAL モデル (3次元解) により分析したところ, Dim I' は Table 2 の Dim I と同じく, 力本性に一般的評価バイアスが融合した次元と解釈された。また, Dim II' および Dim III' は, 力本性と IE 次元が交互作用した内容を示し, 前者は力本性の低い [高い] 人物を親しみやすい [親しみにくい] と認知する次元を, 後者はこれと逆の認知様式を表わすものであった。他方被験者空間の分析では, w (I) と w (I') との間に $r = .32$, w (II) は w (II') と $r = .41$, w (III') と $r = .50$ といった有意な正の相関が認められた (脚注 4 を参照)。このような結果から, 役割人物評定資料について測定された個人差は, 線画刺激に対する認知様式においてもある程度一貫した差異として機能していることが解る。

次に, 言語刺激による印象形成実験の資料を個人差との関連で分析するに際して, Table 3 に示された 3 次元に対するウェイトの置き方の類似性に基づいて, 被験者を 5 群に分割した⁵ (Table 7)。他方 Table 8 は, 言語刺激に対する印象評定資料を因子分析 (主因子法, バリマックス回転) した因子負荷行列である。第 ① 因子は, たとえ “ふまじめ” で “あきっぽく” ても “明るい” 人物に “遊び友達としての好感” をいさく内容を表わして

⁵ 被験者 h と i との距離を $d_{hi}^2 = \sum_j (w_{hj} - w_{ij})^2$ によって求め, Ward の方法でクラスター分析した。

TABLE 6
各次元に対するウェイトと構造指標との相関

	VAR (1)	VAR (2)	VAR (3)	RWT (1)	RWT (2)	RWT (3)
<i>w</i> (I)	-.46**	.49**	-.12	-.57**	.69**	-.10
<i>w</i> (II)	.58**	-.38**	-.24*	.79**	-.53**	-.37**
<i>w</i> (III)	.11	-.22	.37**	.03	-.41**	.45**

* $p < .05$, ** $p < .01$

TABLE 7
ウェイト配列パターンの類似性に基づく
被験者のクラスタリング

Cluster	<i>w</i> (I) Mean [SD]	<i>w</i> (II) Mean [SD]	<i>w</i> (III) Mean [SD]
A (<i>n</i> =17)	.77 [.06]	.02 [.08]	.15 [.12]
B (<i>n</i> =19)	.61 [.09]	.26 [.09]	.06 [.09]
C (<i>n</i> =11)	.50 [.09]	.09 [.15]	.38 [.09]
D (<i>n</i> =18)	.23 [.14]	.56 [.14]	.15 [.15]
E (<i>n</i> =12)	.11 [.18]	.27 [.15]	.54 [.15]

おり, やはり IE 次元と解釈できる。第 ② 因子は SE 次元, 第 ③ 因子は力本性の次元を表わしている。

さて, 全サンプルのこれら 3 因子に対する因子得点の平均値によって, 各群の被験者が認知した刺激人物の相対的位置を図示したのが Fig. 2 である。これを見ると, 各人物に対する印象には群間であり差がなく, 刺激規定性の強さがうかがわれる。しかし, 刺激人物 × 次元毎に群間の差異を分散分析により検討したところ, SP-4 に対する SE 次元での認知において有意差が検出された ($F = 2.82$, $df = 4/72$, $p < .05$)。すなわち, 役割人物の認知に際して SE 次元に比較的大きなウェイトをかける E 群は, IE 次元を重視する D 群よりも, SP-4 の SE を高く評価している。このような結果は, 中里 (1977) の知見と同様, 対人判断における刺激次元と反応次元間の交絡に認知者の個人差要因が介在することを明示する点で注目すべきものであるが, 同時に, INDSCAL モデルによる個人差測定の妥当性に関して有力な支持を与えている。

なお, あらかじめ企図された刺激構成に反して, SP-3 の SE はポジティブ, SP-1 のそれはネガティブな方向で認知されている。各人物に対する好意度の順位づけを分析したところ, 前者は最も好かれ後者は最も嫌われており, 両人物の認知に halo 効果が強く働いていることが示唆される。

最後に, 4 人の人物に対する認知様式の差異をより明確に検出する目的で, 刺激人物毎に 15 の尺度上での平均評定値を算出し, 各被験者の評定点からこれを減じたデータを基に Q 技法による因子分析を行なった。ここで

TABLE 8
仮想的刺激人物に対する評定資料の因子負荷行列

↓ Scale	Factor →	①	②	③
1. 明 る い		.93	.15	.06
2. 親 し み や す い		.80	.20	.03
3. 遊 び 友 達 と し て 楽 し い		.80	.19	-.02
4. ふ ま じ め な		.75	-.28	-.03
5. あ き つ ぽ い		.67	-.28	-.07
6. 好 感 が も て る		.62	.34	.02
7. 好 き		.59	.62	-.15
8. 責 任 感 の 強 い		-.18	.73	.07
9. 尊 敬 で き る		-.01	.69	.09
10. 良 い		.37	.67	-.11
11. 信 頼 で き る		-.06	.60	.05
12. 思 い や り の あ る		.50	.58	-.21
13. 協 調 性 の あ る		.28	.54	.09
14. 積 極 的 な		.16	.02	.69
15. 自 信 が あ る		-.17	.07	.69
$\Sigma a_i^2/N \times 100$ (%)		29.6	21.4	7.1

は、第1因子として SP-1 と SP-4 を平均よりネガティブに評価する傾向が抽出され、この傾向は D 群で最も強く、E 群で最も弱いことが知られた。SP-1 と SP-4 はいずれも、認知される IE は低く、SE は高くなるよう企図して構成された刺激人物であり、ここで得られた結果も Fig. 2 の結果と相俟って本研究で測定した個人差の妥当性を裏づけている。

FIG. 2. 各群 (クラスター) の被験者により認知された 4 人の刺激人物の位置。

討 論

まず、他者のパーソナリティ認知に底在する次元の因子分析的検討では、刺激人物の種類の如何によらず類似した因子構造が析出され、これらは林 (1978c) のいう対人認知構造の主要 3 次元にほぼ対応していた。また、役割人物評定資料の INDSCAL 分析から得られた共通刺激空間も、これらの次元によって解釈可能であり、Dim I は力本性に一般的評価バイアスが融合した次元、Dim II は IE (個人的親しみやすさ) 次元、Dim III は SE (社会的望ましさ) 次元を表わすものであった。このような結果は、Mulaik (1964) などの知見と同様、他者のパーソナリティ認知が、刺激人物の特性よりも認知者のもつ枠組によって強く規定されることを裏づけており、本研究の指向する対人認知構造における個人差測定に有力な支持を与える。

既に述べたように、IE 次元は他者に対する likability に関して、SE 次元は desirability に関してより強い規定力をもつと考えられる。これを現実の対人関係の場に則して見ると、前者は友達関係などのいわゆる水平的 (ヨコ型) 対人関係において、後者は上下の (タテ型) 対人関係においてより dominant な次元であろう。このように考察すると、Dim III に対して高いウエイトをかける上下の対人関係指向の強い人間は YG 検査で測られる Ag 得点が高いという結果は興味深い。今後は、Pedersen (1965) が見出した権威主義的傾向との関連も問題とされるべきであろう。また、IE 次元に対するウエイトが大きいほど認知的複雑性が高い (Table 5 参照) ことは前報 (林, 1978a) と一致するが、この結果も、IE 次元に高いウエイトをかける個人を水平人間関係指向が強いと見なすならば充分首肯できる。あるいは、IE 次元に対するウエイトが大きい個人を親和指向型、SE 次元に対するウエイトが大きい個人を達成指向型と見なすこともできよう。

次に、INDSCAL 分析で析出された各次元に対するウエイトの大きさは、認知者の性によって顕著な差異が見られ、IE 次元に対するウエイトは女子の方が大きく、男子は Dim I に偏って大きなウエイトをかけていた。また、このモデルで測定された個人差は林 (1976a) の試みた Cronbach (1958) 流の構造指標ならびに CC の測度と密接な関連を示し、さらには実験的に構成された仮想的刺激人物に対する認知様式にも有意な差異をもたらすことが知られた。

以上の諸点より、本研究で測定された個人差は、認知者がもつ暗黙裡のパーソナリティ観における構造的特徴の差異を反映したものと考えることができ、このような個人差測定に INDSCAL モデルは極めて有効な手法であると結論づけられる。

ところで、本稿の Table 4 に示したように、嫌いな他者に対する認知様式 (LPP で測られる) には、中学生と大学生との間で明確な差が認められた。本研究でいう対人認知構造とはその人が社会化の過程で他者との相互作用を繰り返すうちに次第に学習されていくものであり、そこでの個人差は各人のユニークな生活経験の差異を反映したものと考えられる。すなわち、はじめは他者のパーソナリティを主として単一の評価次元で認知していたのが、発達段階が進むにつれて、それが IE 次元と SE 次元に分化し、さらに力本性の次元も加わったより複雑な多次元認知空間が形成されていく過程を想定できる。このような視点からすると、嫌いな他者に対する認知様式を中心とした対人認知構造の発達の側面からの検討は今後の重要な分析課題となろう。また、本研究の方法で測定された個人差が、現実の対人関係の諸側面でのように機能しているかといった観点からの検討も対人認知過程の究明に不可欠な問題である。

引用文献

- Bieri, J. 1955 Cognitive complexity-simplicity and predictive behavior. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, **51**, 263-268.
- Carroll, J.D., & Chang, J.J. 1970 Analysis of individual differences in multidimensional scaling via an N-way generalization of "Eckart-Young" decomposition. *Psychometrika*, **35**, 283-319.
- Cronbach, L.J. 1958 Proposals leading to analytic treatment of social perception scores. In R. Tagiuri, & L. Petrullo (Eds.), *Person perception and interpersonal behavior*. Stanford: Stanford University Press. Pp. 353-379.
- Fiedler, F.E. 1964 The contingency model: A theory of leadership effectiveness. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology*, **1**. New York: Academic Press. Pp. 149-190.
- Hamilton, D.L., & Fallo, R.D. 1974 Information salience as a factor in impression formation. *Journal of Personality and Social Psychology*, **30**, 444-448.
- 林 文俊 1976 a 対人認知構造における個人差の測定 (1) ——認知的複雑性の測度についての予備的検討——名古屋大学教育学部紀要 (教育心理学科), **23**, 27-38.
- 林 文俊 1976 b 対人認知構造における個人差の測定 (2) ——INDSCAL モデルによるアプローチ——日本心理学会第 40 回大会発表論文集, 1219-1220.
- 林 文俊 1978 a 対人認知構造における個人差の測定 (3) ——認知的複雑性への多次元解析のアプローチ——日本心理学会第 42 回大会発表論文集, 1338-1339.
- 林 文俊 1978 b 相貌と性格の仮定された関連性 (3) ——漫画の登場人物を刺激材料として——名古屋大学教育学部紀要 (教育心理学科), **25**, 41-56.
- 林 文俊 1978 c 対人認知構造の基本次元についての一考察 名古屋大学教育学部紀要 (教育心理学科), **25**, 233-247.
- Honess, T. 1976 Cognitive complexity and social prediction. *British Journal of Social and Clinical Psychology*, **15**, 23-31.
- Kelly, G.A. 1955 *The psychology of personal constructs*. Vol.1. New York: Norton.
- 丸山久美子 1967 印象形成に関する個人差の測定 (1) 青山学院大学教育研究, **13**, 111-129.
- Mulaik, S.A. 1964 Are personality factors raters' conceptual factors? *Journal of Consulting Psychology*, **28**, 506-511.
- 長戸啓子 1975 SELF-ESTEEM の測定尺度の検討 名古屋自由学院短期大学研究紀要, **8**, 1-27.
- 中村陽吉 1963 集団状況における個人の反応と FIRO スコア 東京都立大学人文学報, **37**, 53-68.
- 中里浩明 1977 魅力形成における人格特性の次元 心理学研究, **47**, 342-347.
- 大橋正夫・三輪弘道・平林 進・長戸啓子 1973 写真による印象形成の研究 (2) ——印象評定のための尺度項目の選定——名古屋大学教育学部紀要 (教育心理学科), **20**, 93-102.
- Pedersen, D.M. 1965 The measurement of individual differences in perceived personality-trait relationships and their relation to certain determinants. *Journal of Social Psychology*, **65**, 233-258.
- Rosenberg, S., Nelson, C., & Vivekananthan, P.S. 1968 A multidimensional approach to the structure of personality impressions. *Journal of Personality and Social Psychology*, **9**, 283-294.
- Seaman, J.M., & Koenig, F. 1974 A comparison of measures of cognitive complexity. *Sociometry*, **37**, 375-390.
- Sherman, R. 1972 Individual differences in perceived trait relationships as a function of dimensional salience. *Multivariate Behavioral Research*, **7**, 109-129.
- Tucker, L.R., & Messick, S. 1963 An individual difference model for multidimensional scaling. *Psychometrika*, **28**, 333-367.
- Vannoy, J.S. 1965 Generality of cognitive complexity-simplicity as a personality constructs. *Journal of Personality and Social Psychology*, **2**, 385-396.

SUMMARY

This study was conducted to examine the applicability of Carroll and Chang's INDSCAL model to the measurement of individual differences in "implicit personality theories".

One hundred and seventeen junior high school students served as subjects. Subjects were made to rate eight role persons on twenty bipolar scales of personality traits. About two months later, subjects answered the questions concerning FIRO-B, Y-G, and Self-Esteem. In addition, 77 of subjects were asked to form impressions of four stimulus persons presented by several personality traits.

Major findings obtained are as follows:

1. The dimensions, which were extracted from INDSCAL solution of personality perception data, were closely comparable to those obtained by factor analysis on the same data. These dimensions were interpreted as (1) dynamism and general evaluative bias, (2) intimacy, and (3) social desirability.

2. Individual differences in the relative salience of the dimensions in making their judgments, as represented by the INDSCAL subject space, were highly related to perceiver's sex and personality variables. Specifically, males gave greater weight to dimension (1), while females gave greater weight to dimension (2).

3. A fairly high degree of correspondence was found among the weights for subjects on each dimension, the measures of cognitive complexity, and structural indices illustrated by Cronbach (1958).

4. Moreover, individual differences mentioned above produced significant effects on the way of forming impressions of stimulus persons presented by several traits names.

Based on the above findings, it was concluded that the INDSCAL model is a very useful tool for the investigation of "implicit personality theories".