

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 ——

林 文 俊¹⁾

I 問 題

人は他者についての限られた情報から、その人物に対して全体的なパーソナリティ印象を形成する。しかし、ある人物について同一の情報が与えられた場合でも、そこで形成される印象は認知者によって異なってくる。それ故、対人認知過程を解明するには、単に刺激情報のみでなく、認知者側の要因を分析することが重要となる。本研究で扱う対人認知構造とは、他者についての情報処理様式の個人差を説明するための仮説的な構成概念である。対人認知過程で作用する認知者側の要因としては、この他に、認知者の性、年齢、パーソナリティ変数、動機の状態などが検討されている。

認知構造の考え方には種々のものがあるが、ここでは Bieri ら (1966) にしたがって、次のように定義する。即ち、「人は社会的環境を、自己のもつ次元系 (system of dimensions) によって解釈する。これらの次元間の関係を示す特徴を人の認知構造と呼ぶ。」このような認知構造の次元性を強調する立場は、Lewin (1951) の分化の概念に負うところが大きい。

ところで、対人認知構造における個人差の問題に関しては、これまで、主として2つの方向から研究が進められてきた。その1つは Bieri (1955) に始まる認知的複雑性 (cognitive complexity) の研究であり、他の1つは「暗黙裡のパーソナリティ理論 (implicit personality theories)」の概念からのアプローチである。本研究は、対人認知構造における個人差をどのように測定するかという問題に関して、認知的複雑性の測度の予備的検討を行なうことを目的としている。

認知的複雑性とは、「社会的環境を多次的に認知できる能力 (Bieri ら, 1966)」と定義され、このような能力の高い人は、いろいろな可能性を含んだ事象に対して、極端で、限定的な認知をすることが少なく、事象を

ambivalentな観点からも認知することができる、と考えられている。

この概念については、今日まで約20年間にわたって膨大な量の研究がなされているが、そこでの最も大きな問題点は、認知的複雑性の測定法が研究者によって極めて恣意的であるということである。この点に関して、例えば Crockett (1965) は、女性の方が男性よりも認知的複雑性が高いという結果を得ているが、役割構成体領域テスト (Role Construct Repertory Test. Rep-テストと略す) にもとづく Irwin ら (1967) の実験結果では、これと逆の傾向が示されている。また、最近、Seaman & Koenig (1974) は、同一個人のデータから7種の認知的複雑性得点を算出して、それらを因子分析したところ、認知的複雑性の各種の測度自体が多面的性質をもったものであることを見いだしている。これと同様の結果は、Vannoy (1965), Epting & Wilkins (1974) などにおいても示されている。このような問題を解決するためには、測定法そのものの基礎的検討を重ねると同時に、現在までに考案されてきた種々の測度が、それぞれ対人認知のどのような側面を測定しているのかを明らかにしていく必要がある。

他方、認知的複雑性の概念の提唱とほぼ同じ頃、Bruner & Tagiuri (1954) および Cronbach (1955) は、人は他者認知に際して、比較的安定した一連の偏りをもっていることを指摘し、これを個人のもつ「暗黙裡のパーソナリティ理論」と呼んだ。Cronbach (1955) によれば、被験者に、いくつかの性格特性尺度上で幾人かの刺激人物を評定させた場合、各人のもつ「理論」は次の3点からとらえることができる。

①. ある特性尺度において、一貫して高いあるいは低い評定をする傾向で、その特性での評定の平均値によって測られる。

②. ある特性尺度において、両極あるいは中央に偏った評定をする傾向で、その特性での評定の分散によって測られる。

③. 特性を相互に関連づける傾向で、特性間の共分散または相関行列によって測られる。

Cohen (1969) は、上記①を主観的期待値 (subject-

* 本研究の資料分析のための計算は、名古屋大学大型計算機センターの FACOM 230-60 によった。

1) 名古屋大学大学院教育学研究科博士課程(前期課程)教育心理学専攻

対人認知構造における個人差の測定（1）

ive expected values), ②を判断分散 (judgmental variances)と名づけて, その分析を試みている。また③については, Koltuv (1962)の研究がよく知られているが, 最近, Rosenberg (1972 など)は, 多次元尺度構成法の手法を用いて, 特性間の関連パターンを研究している。

さて, 従来の研究によれば, 対人認知構造は多次元的性質をもったものであり, その構造的特徴には個人差があることが明らかにされている。問題は, この個人差をいかに分析し, それをどのような測度で表現するかということである。

この問題に対して従来とられてきた方法の1つに, 被験者に多数の刺激人物に対する性格評定を求め, このデータを各被験者毎に因子分析する方法がある。そこでは

個人の認知空間の因子構造なるものを考えて, この構造的特徴を個人間で比較することに分析のウエイトがおかれる。Reker (1974)は, このような観点から情緒障害児の対人認知構造を分析している。しかし, この方法では, 個々人のデータの安定性あるいは分析可能な被験者数に制限があり, 集団の中でみた個人の位置づけという点で明確な結論を引き出すことがむづかしい。

因子分析的手法にもとづくもう1つの方法としては, 被験者が各因子に対してもつ因子得点によって個人差を分析することが考えられる。本研究でとられたアプローチは, この方向にそったものである。すなわち, 対人認知構造の多次元的解析から, 構造的特徴の個人差を表わすような測度を算出し, これとの関連で, 従来の認知的複雑性の測度の妥当性を検討することが本研究の目的で

表1 認知的複雑性得点の算出例

	好きな 男性	嫌いな 男性	好きな 女性	嫌いな 女性	好きな 男性	嫌いな 男性	好きな 女性	嫌いな 女性	
1.心のせまい - <u>心のひろい</u>	+	0	+	0	-	0	0	0	
2. <u>社交的な</u> - 非社交的な	-	0	0	0	+	+	-	+	
3. <u>責任感のある</u> - 責任感のない	-	-	-	0	-	0	+	-	
4. <u>慎重な</u> - 軽卒な	0	0	-	+	-	0	+	0	
5. <u>恥かしがりの</u> - 恥しらずの	-	0	-	+	0	-	+	-	
6. <u>親しみにくい</u> - <u>親しみやすい</u>	+	0	+	-	-	-	0	0	
7. <u>意欲的な</u> - 無気力な	-	-	+	-	0	+	0	+	
8. <u>自信のある</u> - 自信のない	0	0	-	+	+	+	0	+	
9. <u>短気な</u> - <u>気長な</u>	0	0	-	-	-	-	0	-	
10. <u>親切な</u> - 不親切な	-	-	+	-	+	0	+	-	
11. <u>消極的な</u> - <u>積極的な</u>	0	0	+	-	0	+	-	0	
12. <u>人のよい</u> - 人のわるい	+	-	+	+	+	0	+	+	
13. <u>なまいきな</u> - <u>なまいきでない</u>	0	-	-	-	-	-	0	-	
14. <u>近づきがたい</u> - <u>人なつっこい</u>	+	0	+	-	+	0	-	0	
15. <u>かわいらしい</u> - にくらしい	+	0	+	+	0	+	+	0	
16. <u>軽薄な</u> - <u>重厚な</u>	0	-	0	0	0	-	0	-	
17. <u>うきうきした</u> - 沈んだ	0	0	+	+	+	+	0	+	
18. <u>卑屈な</u> - <u>堂々とした</u>	+	0	+	0	+	+	0	+	
19. <u>感じのよい</u> - 感じのわるい	-	0	+	-	+	-	+	-	
20. <u>無分別な</u> - <u>分別のある</u>	0	0	-	+	0	0	0	-	
	+	6	0	11	7	8	7	7	6
各符号の個数	-	6	6	7	8	6	6	3	8
	0	8	14	2	5	6	7	10	6

$$\begin{aligned}
 TCC &= (+CC) + (-CC) = 429.0 \\
 +CC &= (15 + 15 + 14) + (55 + 21 + 0.5) + (28 + 15 + 7.5) + (21 + 3 + 22.5) = 217.5 \\
 -CC &= (0 + 15 + 45.5) + (21 + 28 + 5) + (21 + 15 + 10.5) + (15 + 28 + 7.5) = 211.5 \\
 TPC &= 173.0 \\
 MPP &= (0 + 4 + 2 + 4) / 4 = 2.5 \\
 LPP &= \{ (-6) + (-1) + 1 + (-2) \} / 4 = -2.0 \\
 ASO &= MPP - LPP = 4.5
 \end{aligned}$$

ある。

II 方法

1. 調査の実施

9人の役割人物 (role person) の性格特徴を、20個の特性形容詞対 (7点尺度) によって評定させる。役割人物については、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、の各項に該当する人物をそれぞれ2名ずつあげさせた。被験者が評定する刺激人物は、これに自分自身を加えた合計9人である。なお、評定尺度の構成に用いた特性形容詞対は、大橋ら (1973) の研究で選択されたものであり、表1. に示されている。

被験者は大学生44名 (男女同数) で、調査は1975年10月に実施された。

2 分析の方法

A. 認知的複雑性の測定

認知的複雑性の測定法には種々のものがあるが、その多くは、Kelly (1955) によって考案された Repテストを基礎にしている。また、Mitchell (1970) は Fiedler (1964 など) の提出した LPC (ある個人が、共働者として最も好ましくないと思う人物を、どの程度好意的に認知しているかを示す尺度) が認知的複雑性の測定に有用であることを示している。本研究では、Seaman & Koenig (1974) にならい、以下のような手続きにしたがって7種の認知的複雑性得点を算出した。

1). Grid (被験者の反応マトリックス) の作成

7点尺度上の評定結果を、“どちらでもない”を0とし、その両側をそれぞれ+、-と符号化する。この場合、特性形容詞対のうちの価値的により好ましいと考えられる方向 (表1. で下線が引いてある方の特性) での評定が+となるようにする*。このようにして、被験者毎に、表1. に例示されたような20性格特性×8役割人物のマトリックスを作成する。

2). 認知的複雑性得点の算出

上記のマトリックスにもとづいて、次のような7種の測度を算出した (表1. の算出例を参照)。

まず、マトリックスの各役割人物毎に、行間すなわち

20個の性格特性対のそれぞれに当てられた符号の一致を検討し、+または-での一致に1点、0での一致に0.5点を与えて、その和 (一致得点) を計算する。いま、ある役割人物の評定において、+の個数を k 、-の個数を l 、0の個数を $20-k-l$ とすれば、この一致得点は $kC_2 \times 1点 + lC_2 \times 1点 + 20-k-lC_2 \times 0.5点$ で与えられる。これを8人の役割人物にわたって合計したものを当該個人の認知的複雑性得点とし、この測度をTCC (Total Cognitive Complexity) と表わす。これは、役割人物の認知に際して、各被験者が20の性格特性 (constructs) を相互にどの程度異なったものとして用いているかというconstructs間の分化度を示すもので、この数値が大きいほど認知的複雑性が低いことを意味している。

ここで、8人の役割人物は被験者との感情関係 (好きか嫌いか) によって2分される。したがって、一致得点を好きな4人にわたって合計したものを+CC、嫌いな4人にわたって合計したものを-CCの記号で表現すると、TCCは、これら2つの測度に分解されることになる。

また、TCCと同様の方法により、マトリックスの符号を列間で比較して、その一致度を調べることも可能である。本研究では、このようにして算出した測度をTPC (Total Person Complexity) と表わす。従来の研究結果によれば、TCCとTPCとの間には有意な正の相関が見いだされている。

次に、FiedlerのLPCに関連したものとして、MPP、LPP、ASOの3種の測度を考える。MPPは好きな役割人物の評定における+の個数と-の個数との差の平均値であり、LPPは、これを嫌いな4人について計算したものである。またASOは、 $ASO = MPP - LPP$ で与えられ、Fiedlerが提出したASOとは区別される。

以上で算出された7種の測度は、LPPを除いてすべて、得点が高いほど認知的複雑性が低いことを意味するものである**。

B. 対人認知構造の次元的特徴の分析

1). 数量化第Ⅲ類 (パターン分類) による分析

対人認知構造の次元的特徴を表わす測度を算出するた

* このような操作の必要性についてはGibson (1975) の論文とEpting (1975) のコメントを参照されたい。なお、尺度17 (うきうきした-沈んだ) などは、必ずしもどちらか一方の極がより好ましいとは言えないが、本研究では、数量化第Ⅲ類の分析結果 (図4.) などにもとづいて、一応、表1. の下線のように規定した。

** この意味で、LPP以外の6測度は認知的単純性の測度であると言える。これらの測度を得点が高いほど認知的複雑性が高いことを表わすようにするには、上記の手続きで算出された得点を符号変換することなどが考えられる。しかし、本研究では、従来の研究結果との対応などの理由で、このような処理を施していない。

めに、数量化第Ⅲ類^{*}による分析を行なった。これは、いくつかの質問項目(特性)に対する各サンプル(もの)の反応パターンが与えられた時、同じような反応パターンを示すもの同志は互いに近い値をとると同時に、同じようなものから選ばれる特性は互いに近い値をとるように、多次元空間において、ものと特性とを同時に位置づけることを目的とした、多変量解析の一手法である。

分析に用いたデータは、表 1. に例示された Grid と同様、7 点尺度上の評定結果を、“どちらでもない”を基準にして、それより左、右の 3 つのカテゴリーにまとめ直したものである。また、ここでは、ある被験者のある役割人物に対する評定資料を 1 サンプルとして扱った。したがって、分析された項目数は 20 (性格特性) × 3 (尺度区分) = 60 カテゴリー、サンプル数は 44 (被験者) × 9 (役割人物) = 396 サンプルとなる。

2). 対人認知構造の次元測定の算出

数量化第Ⅲ類による分析で得られたサンプルスコア(因子分析での因子得点に対応する)をもとに、以下のような測度を考える。これらの測度は、認知的複雑性得点と同様、各被験者毎に算出されるものである。

いま仮りに、被験者 P が評定した 8 人の役割人物が、図 1. に例示された評価次元と活動性次元の 2 つの軸から構成される平面上で、○印のように位置づけられたとす

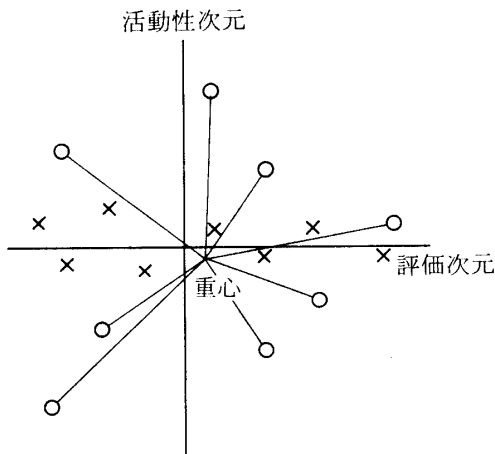


図 1 数量化第Ⅲ類分析にもとづく次元測定の算出例

* 統計数理研究所の林 知己夫博士が Guttman の尺度解析を発展させたものであり、その詳細については、林 知己夫ほか著「情報処理と統計数理」産業図書・などを参照されたい。なお、数量化第Ⅲ類の計算プログラムは、社会科学のための統計パッケージ (SPSS KYOTO, 5TH-VERSION) を用いた。

る。×印は被験者 Q が評定した 8 人の役割人物の位置である。これによれば、被験者 P は、評価次元と活動性次元の両方から他者を認知(弁別)しているのに対して、被験者 Q はほとんど評価次元だけによって他者を弁別している、と言えよう。

本研究は、このような観点から、対人認知構造の個人差を分析しようとするものであり、対人認知構造の次元特徴を次の 4 種の測度を用いて表現する。

いま、被験者 i が評定した役割人物 j の、第 t 軸上での値(サンプルスコア)を $x_{jt}^{(i)}$ と表わし、1 人の被験者が評定する役割人物の数を m, 求める次元数を r とする(今回の分析では、 $m = 8, r = 5$)。

①. 主観的期待値

ある個人の各次元での判断(8 人の役割人物の認知)の平均値を示すもので、被験者 i の第 t 軸における主観的期待値を $SEV(t)$ と表わすと、

$$SEV(t) = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m x_{jt}^{(i)}$$

②. 判断分散

ある個人の各次元での判断の分散を示すもので、

$$JAV(t) = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m [x_{jt}^{(i)} - SEV(t)]^2$$

③. 距離

図 1. において、被験者 P の場合に実線で示されているもので、r 次元空間における各役割人物の重心からの距離の合計を DISC と表わすと、

$$DISC = \sum_{j=1}^m \sqrt{\sum_{t=1}^r [x_{jt}^{(i)} - SEV(t)]^2}$$

なお、数量化第Ⅲ類による分析では第 5 軸まで解を求めたが、第 2 軸は他の軸とは性質を異にするものであったので、DISC は、これを除いた 4 次元空間での距離を計算した。この点については、後に、結果と考察のところでもふれる。また、距離測度としては、DISC の他に、好きな役割人物と自分自身(自己評定)との距離の合計 DISL, 嫌いな役割人物と自分自身との距離の合計 DISD を算出した。

④. 相対的ウェイト

前記の 4 次元空間において、 $x_{jt}^{(i)}$ の全分散の中で占める各次元での分散の割合によって測られ、被験者 i が第 t 軸に対して持つ相対的ウェイトを $RWT(t)$ で表わすと、

$$RWT(t) = \frac{JAV(t)}{\sum_{t=1}^5 JAV(t)}$$

$RWT(t)$ の値が大きいことは、その個人が、第 t 軸で他者をより弁別的に認知していることを示すものであ

表2 認知的複雑性に関する7種の測度間の関連パターン

	平均	標準偏差	測度間の積率相関係数						
			TCC	+CC	-CC	TPC	MPP	LPP	ASO
TCC	747.8	136.5		.81	.74	*	.56	.03	.35
+CC	421.8	95.0	.81		.21	*	.64	.06	.42
-CC	326.0	82.0	.73	.18		*	.19	-.02	.10
TPC	234.9	52.8	.63	.65	.30		*	*	*
MPP	11.7	3.5	.57	.87	-.05	.41		-.05	.53
LPP	3.0	6.1	.07	-.24	.39	-.55	-.21		.82
ASO	14.6	6.3	.38	.24	.35	-.31	.35	.84	

注1) 相関行列の対角成分より右上半分は、Seaman & Koenig (1974)の研究結果である。そこでは、TPCの測度は分析に含まれておらず、その他の測度の算出法も本研究と完全には一致していない。

注2) □ は $|r| \geq .50$ のものを示しているが、本研究では $N = 44$ であるので、 $|r| \geq .30$ ならば5%水準で、 $|r| \geq .39$ ならば1%水準で有意。

る。

III 結果と考察

1. 認知的複雑性に関する7種の測度の相互比較

表2は、認知的複雑性に関する7種の測度間の関連を、Seaman & Koenig (1974)の研究結果と対比させて示したものである。両者の間にはかなり良い対応関係が認められるが、本研究では、TPCとLPP*とが有意な負の相関関係にあることが注目される。このような関係は、嫌いな役割人物をよりネガティブに評価する人(LPPが大)は、TPCで測られる認知的複雑性が高いということを意味し、本来の認知的複雑性の概念から予想される傾向とは矛盾する結果である。また、TPCとTCCとの間には、従来の研究結果と同様、有意な正の相関がある。LPPとTCCとの間には有意な相関は認められない。

他方、MPPは、TCCおよびTPCのいずれとも有意な正の相関をもっている。すなわち、TCCおよびTPCで測られる認知的複雑性の低い人は、好きな役割人物をよりポジティブに評価しており、これは認知的複雑性の概念と符合する結果である。

以上の関係を図式化してみると、図2のようになる。

図2のa.<矛盾した関係>を、被験者の性別にみたものが図3である。これによれば、男性の場合には、TCCは、TPCと有意な相関をもたず、LPPとの間に有意な正の相関が認められる。すなわち、男性の場合には、

* $\overline{LPP} = LPP \times (-1)$ 。このように変換することにより、認知的複雑性に関する7測度はすべて、得点が高いほど認知的複雑性が低いことを表わす。

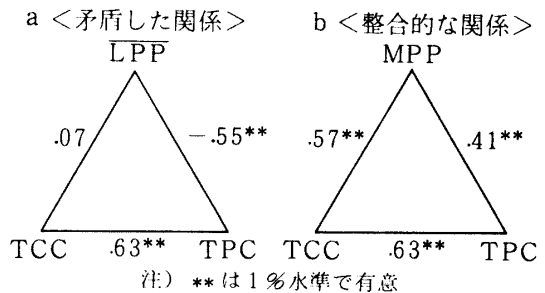


図2 TCCおよびTPCとMPP・LPPとの相関関係

TCCで測られる認知的複雑性の低い者ほど、嫌いな他者をよりネガティブに評価している。女性の場合には、3測度間の関連のパターンは、男性の場合と非常に異なった様相を呈している。このような結果は、認知者の性が、認知的複雑性の測度と強く関係していることを示すもので、興味深い。

次に、認知的複雑性の測度を、対人認知構造の次元の測度との関連で検討してみることにする。

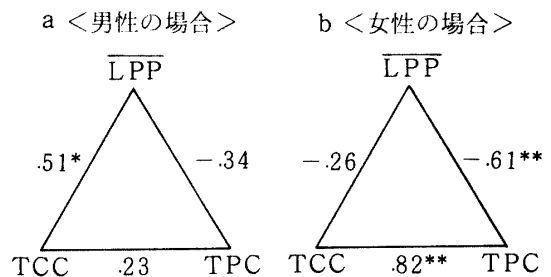


図3 TCC・TPC・LPPの関係 (男女別)

注) 数値は、スピアマンの順位相関係数を示す
*は5%水準、**は1%水準で有意

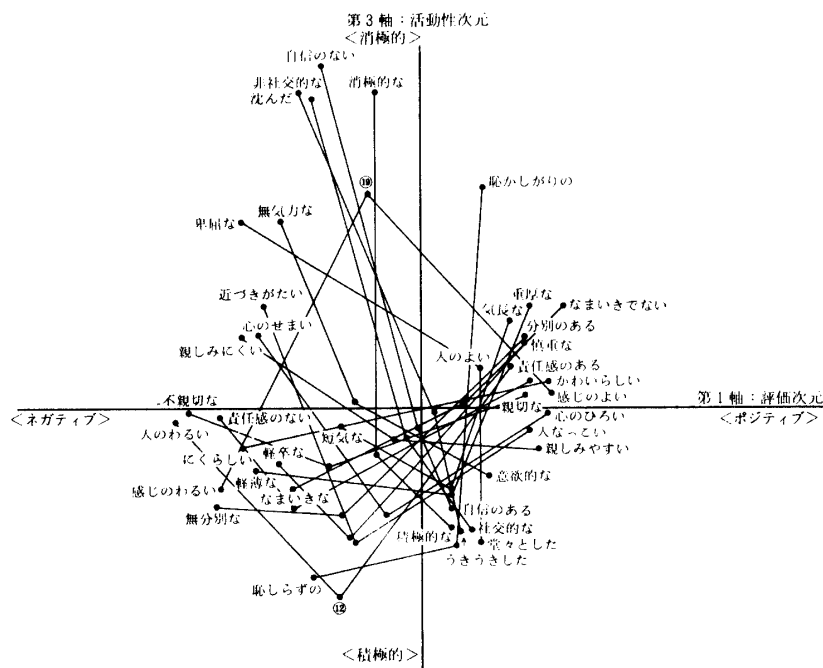
対人認知構造における個人差の測定 (1)

表3 数量化第Ⅲ類による分析結果 (カテゴリースコア)

No	カテゴリー	次元固有値				
		第1軸	第2軸	第3軸	第4軸	第5軸
		0.352	0.173	0.136	0.096	0.087
1	① 心のせまい	-74.5	33.3	34.3	-26.3	-7.3
	② どちらでもない	-16.6	-97.5	-48.8	75.1	-56.9
	③ 心のひろい	56.7	18.3	-2.6	-13.7	28.6
2	① 社交的な	21.9	31.8	-54.8	1.5	-29.1
	② どちらでもない	-8.9	-105.0	-14.9	-76.3	124.7
	③ 非社交的な	-48.7	-22.8	141.5	36.0	6.2
3	① 責任感のある	48.9	6.8	13.4	15.1	32.9
	② どちらでもない	-57.5	-88.5	-44.4	134.1	-130.2
	③ 責任感のない	-89.9	41.8	-5.4	-130.2	1.2
4	① 慎重な	47.0	6.2	30.7	42.0	53.5
	② どちらでもない	-33.2	-122.8	-58.2	64.2	-70.0
	③ 軽卒な	-64.9	47.9	-25.1	-102.7	-58.6
5	① 恥かしがりの	27.9	-9.1	99.5	-2.3	-43.1
	② どちらでもない	15.8	-54.0	-63.1	31.1	104.3
	③ 恥しらずの	-47.6	53.9	-76.0	-21.6	-27.4
6	① 親しみにくい	-81.1	22.7	32.8	82.4	24.7
	② どちらでもない	-12.7	-165.9	-15.0	-88.9	117.6
	③ 親しみやすい	51.5	17.0	-17.1	-33.5	-36.8
7	① 意欲的な	31.0	34.1	-29.8	42.2	28.1
	② どちらでもない	-29.3	-116.7	2.7	-35.7	-50.6
	③ 無気力な	-62.0	6.1	82.0	-88.1	-34.9
8	① 自信のある	14.6	37.6	-44.3	44.4	10.8
	② どちらでもない	-3.0	-108.1	-8.1	-90.8	40.2
	③ 自信のない	-44.8	-2.8	155.5	-44.7	-80.8
9	① 短気な	-36.3	11.9	-7.6	-12.1	-16.1
	② どちらでもない	11.9	-67.2	-35.8	25.7	41.3
	③ 気長な	39.8	38.1	39.3	-4.3	-11.4
10	① 親切な	46.9	8.7	6.9	-19.8	-2.4
	② どちらでもない	-43.2	-82.4	-26.8	103.3	-80.9
	③ 不親切な	-103.5	33.0	-0.8	-16.0	63.5

11	① 消極的な	-198	-11.6	141.7	-1.4	-84.6
	② どちらでもない	-211	-140.0	-21.3	-87.5	101.8
	③ 積極的な	141	42.5	-54.2	24.1	8.4
12	① 人のよい	41.1	7.3	20.7	-29.2	-15.7
	② どちらでもない	-38.6	-97.0	-86.4	143.4	-90.7
	③ 人のわるい	-110.3	48.3	-5.0	-9.1	121.7
13	① なまいきな	-58.8	29.0	-37.2	27.2	-4.8
	② どちらでもない	20.6	-110.5	3.3	-68.0	-6.1
	③ なまいきでない	63.8	20.8	45.5	0.9	9.3
14	① 近づきたい	-70.3	11.5	47.0	101.7	38.2
	② どちらでもない	-27.9	-107.9	-59.5	-71.5	86.2
	③ 人なつこい	48.9	27.3	-8.1	-35.7	-48.9
15	① かわいらしい	56.9	32.5	13.1	-12.5	-48.3
	② どちらでもない	21.1	-78.1	3.6	-30.4	-4.7
	③ にくらしい	-79.6	25.0	-17.3	37.6	57.3
16	① 軽薄な	-75.1	46.9	-26.9	-77.5	-51.6
	② どちらでもない	13.9	-87.2	-38.8	30.0	-37.2
	③ 重厚な	45.3	24.6	45.7	36.1	62.6
17	① うきうきした	16.5	35.3	-54.5	-8.6	-78.4
	② どちらでもない	7.4	-70.9	-0.5	-57.8	117.0
	③ 沈んだ	-54.3	15.2	143.8	110.4	28.0
18	① 卑屈な	-79.1	22.3	85.5	21.3	32.6
	② どちらでもない	25.7	-84.9	17.5	-52.1	-45.2
	③ 堂々とした	25.6	44.2	-57.6	22.9	12.3
19	① 感じのよい	58.7	6.9	5.9	-13.1	6.4
	② どちらでもない	-24.4	-112.0	97.1	8.3	-137.6
	③ 感じのわるい	-89.5	19.2	-36.1	19.2	27.1
20	① 無分別な	-92.5	61.6	-44.9	-113.0	-1.4
	② どちらでもない	-36.7	-104.4	-49.0	65.3	-93.3
	③ 分別のある	47.5	11.3	33.4	21.3	31.7

注) SPSSで求まるスコアは、固有ベクトルを各軸毎に平均=0. 分散=√固有値 となるように規準化したものである。
表中のスコアは、この値を 10³倍して表示してある。



注) ⑫は、特性番号12 (人のよい-人のわるい) の“どちらでもない”という反応カテゴリーの位置を示す

図4 特性空間の構造 (第1軸×第3軸)

2 数量化第Ⅲ類による分析結果

数量化第Ⅲ類の分析では、第5軸までで全分散の約42%が説明された。このことより、本手法による分析精度はまずまずのものと言える。各特性カテゴリーのスコアは表3に示してあり、これを第1軸×第3軸の平面にプロットしたものが図4である。図4より、第1軸は評価次元を、第3軸は活動性次元を表わすものと解釈できる。第4軸、第5軸については解釈をさしひかえる。

図5-1.および図5-2.は、各被験者が認知した9人の役割人物の各軸上の位置（サンプルスコア）を示したものであり、ここから、先に定義した計算式にもとづいて対人認知構造の次元測定が算出された。図で、第1軸すなわち評価次元における役割人物の分布をみると、好きな他者をポジティブに、嫌いな他者をネガティブに評価するという感情と評価の一貫性（affective - evaluative consistency）が明確に示されている。また、被験者の多くは、自己をポジティブな方向で評価していることがわかる。

3. 対人認知構造の次元測定について

最初に、次元測定相互間の関連について検討したところ、JAV(1)とSEV(1)およびDISCとの間には、それぞれ、 $r = -.61$, $r = .87$ という高い相関が認められた。JAV(1)は第1軸において各役割人物に与えられたサンプルスコアの分散であり、この値が大きい被験者は、他者を評価次元で弁別的に判断する傾向が強いことを意味している。他方、DISCは、第1軸、第3軸、第4軸、および第5軸から構成される4次元空間における8人の役割人物の重心からの距離の総和である。本研究では、測定作成の段階では、DISCが大きい被験者ほど、他者をより多次元的に認知しているの、これは認知的複雑性の高さを表わしている、と考えた。しかし、DISCがJAV(1)と高い正の相関をもつという結果は、このような考え方が正しくないことを示している。他者を多次元的に認知する傾向をとらえるには、Peabody (1967) のいう認知の評価的側面と記述的側面とを区別して扱う必要がある。

次に、図5.の右端に記載されたRWT(t)をみると、他者のパーソナリティの判断に際して各次元の占める相対的ウェイトには、個人によってかなり差があることがわかる。例えば、被験者13はRWT(1)すなわち評価次元に大きなウェイトをかけているのに対して、被験者21ではRWT(3)すなわち活動性次元が評価次元を上回っている。また、一般に男性よりも女性の方が、他者認知に際して活動性次元の占める相対的ウェイトが大きいことがうかがわれる。

表4は、先の4次元空間において算出されたDISLおよびDISDの、被験者全体での平均と標準偏差を示したものである。これによれば、DISLの平均はDISDの平均よりも有意に小さく ($t = 7.65$, $p < .01$)*, Fiedler のいう「仮定された類似性 (assumed similarity)」と同様の傾向が認められる。

表4 DISLとDISDの測定間の比較

		平均	標準偏差
DISL	好きな他者と自己との距離	3.09	1.25
DISD	嫌いな他者と自己との距離	5.11	1.20

認知的複雑性の測定と次元測定との関連を測定間の積率相関係数で示したものが表5.であり、以下、この表にしたがって考察を進める。

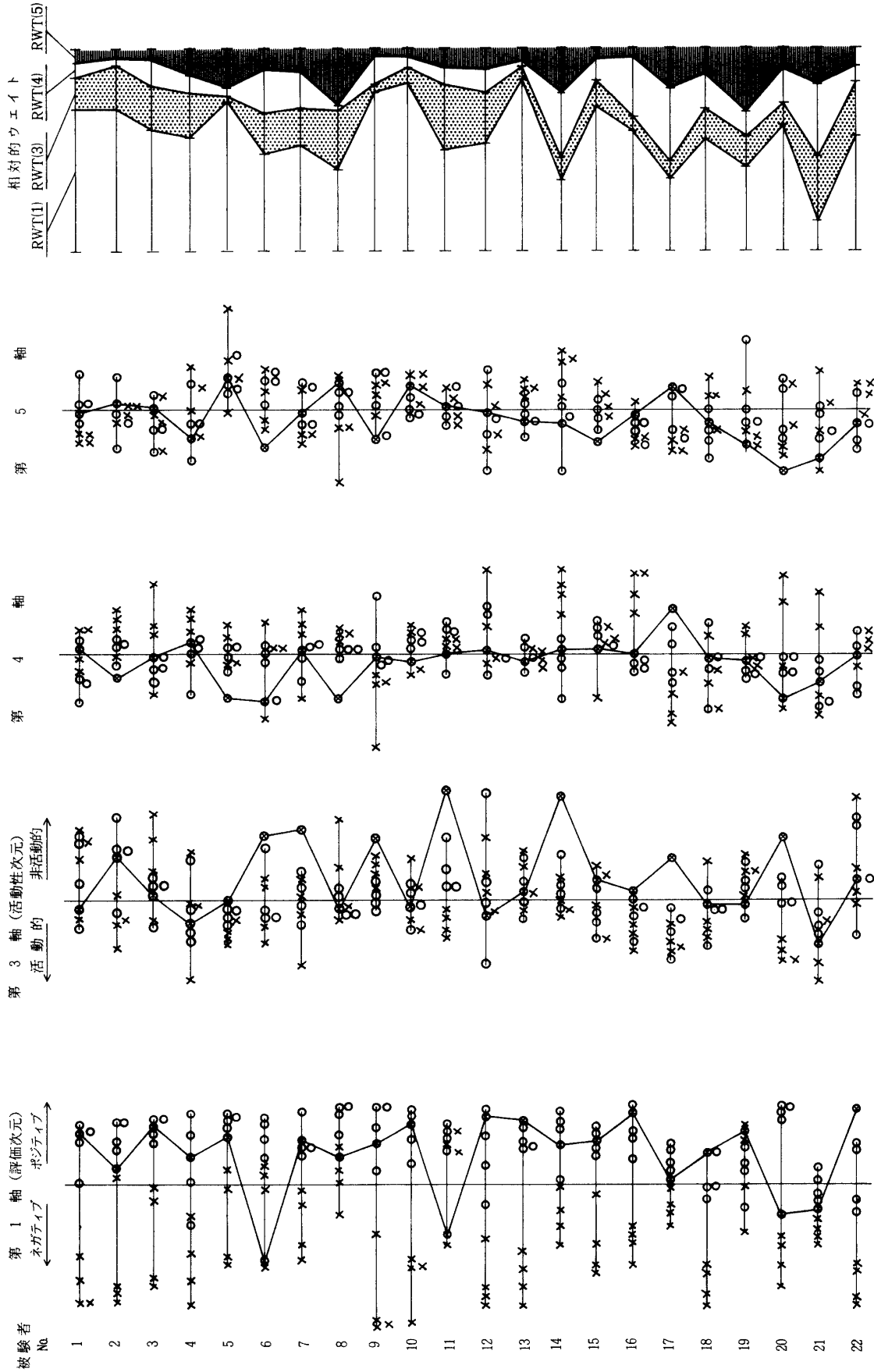
まず、SEV(2)とTCCおよびTPCとの間に有意な正の相関があることが注目される。表3.で、第2軸における各特性のスコアをみると、“どちらでもない”のカテゴリーが負の大きな値をとっており、この軸は、“どちらでもない”とそれ以外とを分ける特殊な次元であることがわかる。そこで、SEV(2)の値が大きい被験者は、特性形容詞対による評定に際して、“どちらでもない”の反応をすることが少ないことを表わす。したがって、両測定間の相関関係は、TCCあるいはTPCで測られる認知的複雑性の低い人は、“どちらでもない”という反応をすることが少なく、いずれかの方向で評定する傾向が強いことを示している。なお、この点については、反応の中心化傾向あるいはambiguity toleranceの問題とも関連して、今後さらに検討する必要がある。

次に、JAV(1)は、LPPとは有意な正の相関があるのに対して、MPPとは有意な相関がないことが目につく。このような結果は、他者を評価次元で弁別的に判断する傾向は、好きな人物をよりポジティブに評価する傾向よりも、嫌いな人物をよりネガティブに評価する傾向によって影響される割合が高いことを示すものと解釈される。このことは、図5.における第1軸での役割人物の分布からも読みとることができる。

次に、TCCとTPCを次元測定との関連で比較してみる。まず、TPCは、JAV(1)との間に有意な負の相関をもち、これをそのまま解釈すると、他者を評価次元で弁別的に判断する傾向の強い人はTPCで測られ

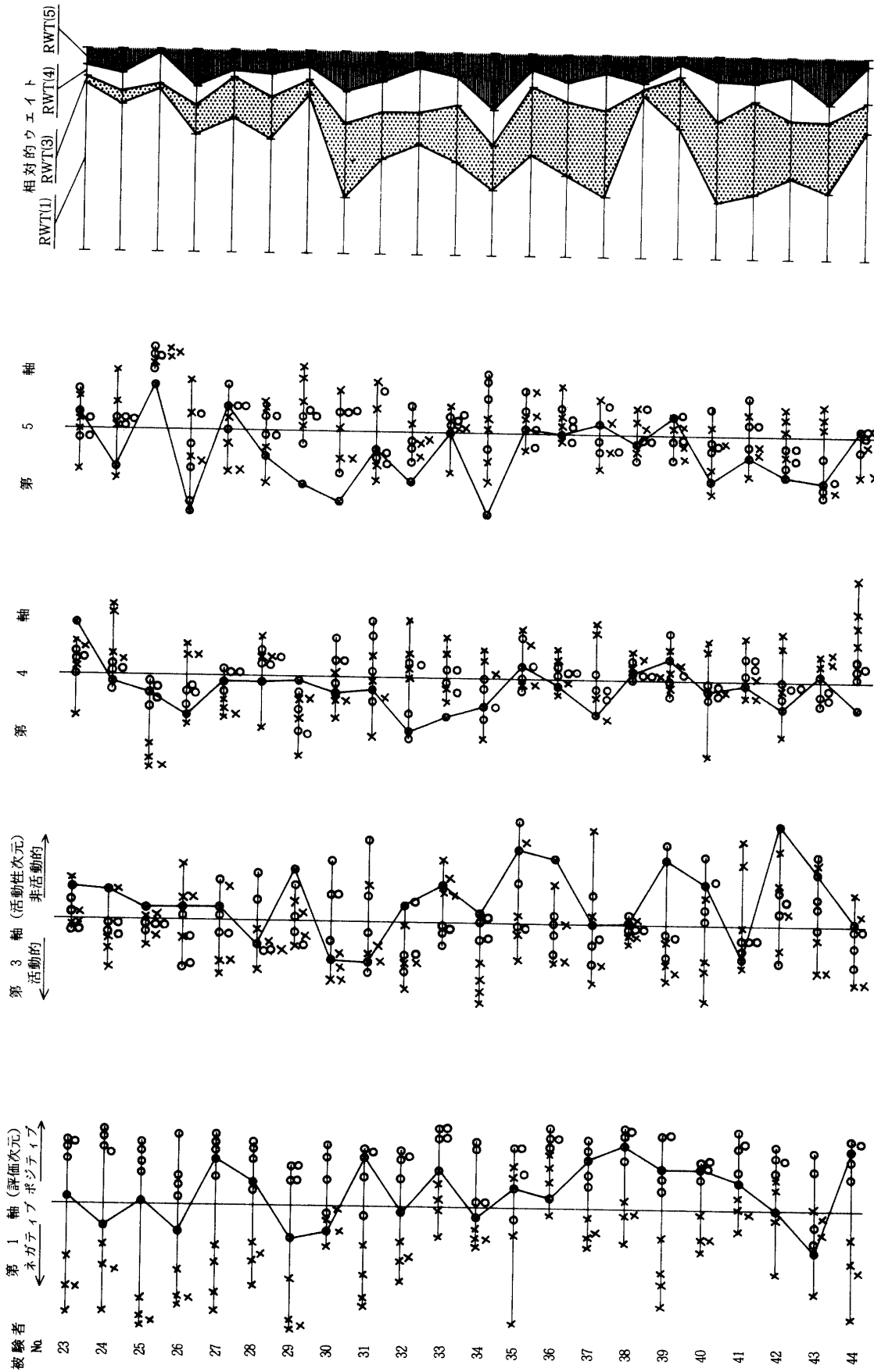
* また、DISL > DISD の関係にある個人は、被験者44人中、6人にすぎない。

対人認知構造における個人差の測定 (1)



注) ○は好きな役割人物, ×は嫌いな役割人物, ⊗は自分自身 (自己評定) の位置を示す

図5-1 被験者 (男性) が認知した役割人物の各軸上における位置 (投影値)



注) ○は好きな役割人物, ×は嫌いな役割人物, ⊗は自分自身(自己評定)の位置を示す

図 5-2 被験者(女性)が認知した役割人物の各軸上における位置(投影値)

表5 認知的複雑性の測度と対人認知構造の次元測度との関連（積率相関係数）

	SEV(1)	SEV(2)	SEV(3)	JAV(1)	JAV(3)	DISC	RWT(1)	RWT(3)
TCC	.14	.76**	.46**	.35*	-.14	.06	.50**	-.12
TPC	.57**	.70**	.09	-.40**	-.19	-.62**	-.07	.16
MPP	.57**	.20	-.03	.21	-.33*	-.04	.41**	-.21
LPP	-.90**	-.03	.13	.85**	-.03	.86**	.61**	-.49**

注1) *は5%水準で、**は1%水準で有意な相関を示す

注2) 認知的複雑性に関する4つの測度は、いずれも、得点が大きいほど認知的複雑性が低いことを意味する

る認知的複雑性が高い、といった矛盾が生ずる。先に示されたTPCとLPPとの間の負の相関に加えて、この点でも、TPCは認知的複雑性の測度として大きな問題点をもっている。これに対して、TCCは、JAV(1)と有意な正の相関をもつばかりでなく、SEV(3)およびRWT(1)の間にも有意な正の相関が認められる。すなわち、TCCで測られる認知的複雑性の低い人は、他者を評価次元で弁別的に判断する傾向が強く、他者をより非活動的な方向で認知し、さらに、他者認知に際して評価次元の占める相対的ウェイトが大きい。このような結果は、TCCが、認知的複雑性の概念に則した妥当な測度であることを明示している。

最後に、LPPについて検討する。TCCと同様、LPPとJAV(1)およびRWT(1)の間には、有意な正の相関が認められる。また、LPPとRWT(3)の間には有意な負の相関があり、このことより、嫌いな人物に対してもそれほどネガティブな評価をしない人は、他者認知に際して活動性次元の占める相対的ウェイトが大きいことがわかる。LPPは、TCCおよびTPCと比べて算出法が単純で、その意味するところが明確な測度である。このようなLPPが、対人認知構造の次元測度と高い相関関係をもつという結果は注目に値する。

以上のことから、認知的複雑性の測定には、TCCおよびLPPが比較的妥当な測度であると言える。しかしながら、前述のように、これら両測度の間には、被験者が男性の場合に限って有意な正の相関があり、この点については今後さらに検討を重ねる必要がある。

IV 要約と今後の課題

本研究は、認知的複雑性の測度の予備的検討を目的としたものである。認知的複雑性の概念にそった対人認知構造の次元特徴をとらえるために、本研究では、SEV(*t*)、JAV(*t*)、RWT(*t*)といった新しい測度が導入された。これらは、Cronbach(1958)が試みてい

る個人のパーソナリティ認知空間の分析に対応するものであり、対人認知構造における個人差の測定に有用な情報を提供するものと考えられる。

認知的複雑性の測度としては、TCCおよびLPPが比較的妥当なものであることが示された。しかし、被験者が女性の場合には、両測度間に有意な相関は認められない。また、TPCは、TCCと有意な正の相関をもつにもかかわらず、種々の問題を含んだ測度であることが明らかにされた。この点に関しては、特に、女性の被験者の場合には、TCCとTPCとの間に高い正の相関があるが、男性の場合には両者の間に有意な相関がない、という結果が注目される。Shrauger & Altrocchi(1964)は、対人認知の研究に認知者の性は不可欠な要因であると指摘しているが、本研究でも、認知者の性が認知的複雑性の測度と強く関係していることが確認された。

対人認知構造の次元測度との関連では、いくつかの興味ある結果が得られた。特に、今回の分析では、TCCで測られる認知的複雑性の低い個人は、他者を、<良い人か悪い人か>といった評価次元に大きなウェイトをおいて認知する傾向が強いことが明確に示された。そして、この他者を評価次元で弁別的に判断する傾向は、主として、嫌いな他者をよりネガティブに評価する傾向を反映したものである。前述のように、Mitchell(1970)は、Fiedlerの提出したLPCが認知的複雑性の測度と正の相関をもつという研究結果を得ている。また、印象形成の領域では、ネガティブな性格特性がポジティブな特性よりも、刺激人物の全体評価により大きな影響を及ぼすことが知られており、情報のネガティブ効果として検討されている。認知的複雑性を中心とした対人認知構造の研究においても、嫌いな他者に対する認知様式の解明は、今後に残された重要な課題の1つであろう。

ところで、本研究は、被験者の数も十分とは言えず、ここで得られた結果については、さらに多くの検討が加

えられる必要がある。本研究の今後の方向としては、次の2つに大別して考えることができる。

1). 対人認知構造の個人差をどのように測定するかという方法論的問題が、当面の課題である。Bieriら(1966)やSchroderら(1967)は、この領域の研究に、多次元尺度構成法(MDS)が有効であると述べている。また、Sherman(1972)は、Carroll & Chang(1970)によって考案されたINDSCALモデル^{*}を対人認知の領域に始めて適用し、一定の成果を得ている。

本研究では、対人認知構造の次元的特徴を、数量化第Ⅲ類の手法を用いて分析したが、現在、これをINDSCALモデルによって分析することを検討している。認知的複雑性を、個人が各次元に対してもつ重みの配列からとらえ、重みづけの程度が一樣でないならば、その個人は重みの大きい次元の情報をより多く用いるために認知的複雑性が低くなると考えるならば、このモデルは、対人認知構造における個人差の測定に極めて有効な方法であろう。

2). 今後の方向の第2は、認知的複雑性で代表される対人認知構造の次元的特徴が、対人認知過程において、どのように機能するかを明らかにすることである。従来の研究によれば、認知的複雑性の高い個人は、矛盾した情報に接した場合でも一方に偏した判断をすることが少なく、この意味での情報統合能力が高い、とされている(Mayo & Crockett, 1964; など)。また、自分が好意をいっている他者の性格を自己の性格に類似したものとして認知する「仮定された類以性」の傾向は、認知的複雑性の低い者の方が強いことを示す研究結果もある(Bieri, 1955; など)。対人認知構造の次元的特徴にもとづいて個人を類型化し、各類型毎に、対人認知における情報処理様式の差異を分析するといった問題は、この方向にそった今後の検討課題の1つである。

< 謝 辞 >

本研究を進めるにあたり御指導いただいた名古屋大学大橋正夫教授はじめ諸先生方に深く感謝の意を表します。

文 献

- Bieri, J. 1955 Cognitive complexity - simplicity and predictive behavior. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 51, 263-268.
- Bieri, J., Atkins, A. L., Briar, S., Leaman, R. L., Miller, H. and Tripodi, T. 1966 *Clinical and social judgement: the discrimination of behavioral information*. New York: Wiley.
- Bruner, J. S., and Tagiuri, R. 1954 The perception of people. In G. Lindzey (Ed.) *Handbook of social psychology*. Reading, Mass.: Addison-Wesley.
- Carroll, J. D., and Chang, J. J. 1970 Analysis of individual differences in multidimensional scaling via an N-way generalization of "Eckart-Young" decomposition. *Psychometrika*, 35, 283-319.
- Cohen, R. 1969 *Systematische Tendenzen bei Persönlichkeits-Bewertungen: Eine empirische Untersuchung*. [Patterns of personality judgement. (Translated and edited by D. L. Schaeffer 1973) New York: Academic Press.]
- Crockett, W. H. 1965 Cognitive complexity and impression formation. In B. A. Maher (Ed.) *Progress in experimental personality research*. Vol. 2. New York: Academic Press.
- Cronbach, L. J. 1955 Processes affecting scores on "understanding of others" and "assumed similarity". *Psychological Bulletin*, 52, 177-193.
- Cronbach, L. J. 1958 Proposals leading to analytic treatment of social perception scores. In R. Tagiuri and L. Petrullo (Eds.) *Person perception and interpersonal behavior*. Stanford University Press.
- Epting, F., and Wilkins, G. 1974 Comparison of cognitive structural measures for predicting person perception. *Perceptual and Motor Skills*, 38, 727-730.
- Epting, F. 1975 Order of presentation of construct poles. What are the factors to be considered? : A reply. *British Journal of Social and Clinical Psychology*, 14, 427-428.
- Fiedler, F. E. 1964 The contingency model - A theory of leadership effectiveness. In L. Berkowitz (Ed.) *Advances in experimental social psychology*, Vol. I. New York: Academic Press.
- Gibson, M. 1975 An illustration of the effect of the order of presentation of construct poles on Bieri's measure of cognitive complexity. *British Journal of Social and Clinical Psychology*, 14, 425-426.
- Irwin, M., Tripodi, T., and Bieri, J. 1967 Affective stimulus value and cognitive complexity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 5, 444-448.
- Kelly, G. A. 1955 *The psychology of personal constructs*. New York: W. W. Norton & Co.

* 個人差の問題を考慮したMDSの一手法。

- Koltuv, Barbara B. 1962 Some characteristics of intrajudge trait intercorrelations. *Psychological Monographs*, 76, (Whole No. 552)
- Lewin, K. 1951 *Field theory in social science*. New York: Harper.
- Mayo, C. W., and Crockett, W. H. 1964 Cognitive complexity and primacy-recency effects in impression formation. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 68, 335-338.
- Mitchell, T. R. 1970 Leader complexity and leadership style. *Journal of Personality and Social Psychology*, 16, 166-174.
- 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.
- Peabody, D. 1967 Trait inference: Evaluative and descriptive aspects. *Journal of Personality and Social Psychology*, 7, monograph, 1-18.
- Reker, G. T. 1974 Interpersonal conceptual structures of emotionally disturbed and normal boys. *Journal of Abnormal Psychology*, 83, 380-386.
- Rosenberg, S., and Sedlak, A. 1972 Structural representations of implicit personality theory. In L. Berkowitz (Ed.) *Advances in experimental social psychology*. Vol. 6. New York: Academic Press.
- Schroder, H. M., Driver, M. J., and Streufert, S. 1967 *Human information processing: Individuals and groups functioning in complex social situations*. New York: Holt.
- Seaman, J. M., and 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.
- Shrauger, S., and Altrocchi, J. 1964 The personality of the perceiver as a factor in person perception. *Psychological Bulletin*, 62, 289-308.
- Vannoy, J. S. 1965 Generality of cognitive complexity-simplicity as a personality construct. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2, 385-396.

THE MEASUREMENT OF INDIVIDUAL DIFFERENCES IN INTERPERSONAL COGNITIVE STRUCTURE (I)

— A Preliminary Examination of Several Measures of Cognitive Complexity —

Fumitoshi HAYASHI

Various techniques have been developed to measure "cognitive complexity" (CC). Some studies using different techniques, however, sometimes provided contradictory results on the relationship between CC and its relevant variables.

The aim of the present research is to examine the validity of several measures of CC.

Forty four undergraduate students (male and female) were made to rate eight role persons on twenty bipolar scales of personality traits.

Seven measures of CC were calculated following to the computing procedure of Seaman & Koenig (1974). On the other hand, four multidimensional measures of individual differences in interpersonal cognitive structure were obtained by means of the "method of quantification" developed by C. Hayashi. The latter measures represent the structural properties in one's "implicit personality theories".

Examining correlations between two types of measures, it was found that two of the measures of CC, that is, TCC and \overline{LPP} , were more valid than the other five. Some sex differences were observed in the correlational pattern of CC measures. Further, the male subjects with high score of TCC (the cognitively simple) were tended to evaluate more negatively the role person they disliked than the ones with low score (the cognitively complex).