

# パーソナリティの印象形成における 情報統合過程の研究(1)

——平均モデルの予測可能性に影響する諸要因について——

大橋 正夫      小川      浩<sup>1)</sup>      長戸 啓子<sup>2)</sup>  
長田 雅喜<sup>3)</sup>      三輪 弘道<sup>4)</sup>      千野 直仁<sup>5)</sup>

人が他人を理解するにいたるプロセスを明らかにすることは、心理学のもっとも基本的な課題の一つといえる。これはこんにち、person perceptionの研究領域として概括されているところのものであるが、そのうち、比較的なじみのうすい人物について、そのパーソナリティを理解していくプロセスは、印象形成と呼ばれている。日常経験の水準では、他人のパーソナリティの印象形成の手がかりは、その人物の容貌の知覚、その表出行動の観察、彼について他から与えられる言語情報等、多岐にわたっている。この最後の問題、すなわち、与えられる言語的情報によって当該人物について形成されるパーソナリティの印象がどのように異なるか、という問題を初めて実験的に研究したのは、S. E. Asch (1946)である。

彼の研究はその方法論がまったく新しいものであった点においてまず注目される。すなわち、刺激人物(stimulus person, 以下 SP と略記する)に架空の人物を用い、言語情報としては SP に帰着させられた特性語(形容詞)のリストを用いたのである。このことは、現実と遊離したところでの印象形成を扱っているという批判(Luchins, 1948)を生んだが、他方印象形成を規定する条件の実験的統制を可能にした。これによって以後の研究が大いに刺激されたのである。

われわれは Asch のこの研究から印象形成のプロセスに関して多くの知見を得たが、そのうち特に重要なのは次の3点である。第1点は、中心的特性の役割が明らかにされたことである。すなわち、印象は与えられる諸特性のたんなるモザイクな和として形成されるのではなく、ある特性が核としての役割を果たし、それによって他の周辺の特性の意味が限定もしくは変容され、さらに

は与えられない特性が推定によって附加されたりして、一つの全体としての印象が体制化される、という点である。その第2点は初頭効果(primacy effect)の優位性が明らかにされたことである。すなわち、同一のリストの中でも、時間的に最初にくる特性が最後にくるものより大きな効果をもつというのである。この2点は、印象形成のプロセスが構造的観点によってよりよく理解されることを示唆したものだといえる。第3点は、印象を評価的ないし感情的側面から扱う可能性が示された点である。こんにちでこそ、一般的概念の意味空間において評価的次元が大きなウェイトをもつことは常識となっているが、Osgood らの意味の研究(Osgood, Suci, & Tannenbaum, 1957)に先立って、このことを明らかにした点は注目に値しよう。

ところで、上述の第1点に関して、Asch 以後の研究においては彼の基本的立場とは逆の方向へ問題が展開しつつあるように見える。その端緒を開いたのが Wishner (1960)の研究である。Asch は warm-cold という特性が中心的特性として印象形成に大きな役割を果たすことを示したけれど、何故にそうであるかについては明らかにしなかった。Wishner は Asch のデータを吟味し、その replication を行なうことによって、特性の中心性—周辺性という性格が、刺激リストと印象の測定のために用いられるチェックリストの両方に含まれる諸特性の評定の間の相関関係によって予測しうることを見いだした。すなわち、チェックリストに含まれる諸特性と高い相関をもち、刺激リスト内の他の特性と独立であるような刺激特性が中心的特性となることを示したのである。

Wishner の研究によって、それまで定性的な概念でしかなかった特性の中心性—周辺性の問題が定量的に処理される見通しが立てられた。そして、1962年頃からは、それをさらに一歩進めるような試みがなされるようになった。形成される印象を、与えられる特性のリストに関する情報だけから予測しようというのである。このためには、他の側面は捨象して、特性および印象そのものを

- 1) 名大大学院教育学研究科研究生
- 2) 名大大学院教育学研究科教育心理学専攻博士課程学生
- 3) 名大教養部助教授
- 4) 名古屋女子大学助教授
- 5) 名大大学院教育学研究科教育心理学専攻修士課程学生

ある単一の連続体上で数量化する必要がある。そのため選ばれたのが評価的次元である。印象がこの次元から扱いうることを最初に示唆したのは、前述のとおり、Asch (1946) であるが、その後 Levy & Dugan (1960) や飯島婦佐子 (1961) による印象の因子分析的研究において、評価的因子は大きな負荷量をもつことが確認されていたのである。印象の評価的次元への射影 (評定値) を、与えられる特性のそれによって予測するための数学的モデルは、現在までいくつか提唱されているが、それらはすべて線型モデルである。すなわち、印象の評価値は特性の評価値の一次関数として与えられる。つきにその主要なものについてかんたんにふれておこう。

Anderson, N. H. の平均モデル: Anderson (1962) は、3個の特性を帰着させられた SP の評定値が、各特性の評定値の単純平均にほぼ対応することを示した。彼は次の式で表わされるような単純平均モデルを提唱した。

$$R_{ijk} = \frac{1}{3}(a_i + b_j + c_k) + d_{ijk} + e \quad \dots\dots\dots(1)$$

ここに、

$R_{ijk}$ : 特性語  $i \cdot j \cdot k$  で表わされる SP に対する反応 (評定値)

$a_i \cdot b_j \cdot c_k$ : 特性語  $i \cdot j \cdot k$  の心的値 (評定値)

$d_{ijk}$ : 加算性からの逸脱。もし  $R_{ijk}$  が完全な加算性により決定されるならばこれは 0 となる

$e$ : 偏在的反應変動

その後、Anderson (1965 a, b, 1966, 1967), Anderson & Jacobson (1965), Anderson & Lampel (1965), Bossert & DiVesta (1966) らは、単純平均モデルよりも加重平均モデルの方がよりすぐれていることを示唆している。それは一般に次の式であらわされる。

$$J = \frac{\sum w_k \cdot s_k}{\sum w_k} \quad \dots\dots\dots(2)$$

ここに、

$J$ : 対象についての判断

$s_k$ :  $k$  番目の情報項目の値

$w_k$ :  $k$  番目の情報項目にかかるウェイト

与えられるべきウェイトについてはいろいろ考えられているが、現在までのところ、情報の relevance, 信頼性, 重要性などのほか、情報のおかれている文脈 (提示順序, 等質性など) が指摘されている。

Fishbein, M. の加算モデル: Fishbein (1963) は、態度と信念について概略次のような理論を提唱している。

- 1) 個人は所与の対象に関して数多くの信念を抱く。すなわち、多くの属性, 特徴, 目標および概念を当該対象と正または負に結合させる。

- 2) これらの関連対象はそれぞれ評価的反應と結合している。

- 3) それらの評価的反應は「加算」されて当該対象に対する態度を構成する。

この理論は次の式であらわされる。

$$A_o = \sum_{i=1}^n B_i \cdot a_i \quad \dots\dots\dots(3)$$

ここに、

$A_o$ : 対象 O に対する態度

$a_i$ : O と関連する対象  $x_i$  に対する態度

$B_i$ : O と  $x_i$  との主観的な結合強度

$n$ : 関連対象の数

この式において O を SP,  $x_i$  を SP に帰着させられる特性とみなすと、平均モデルと対比することができる。この両モデルによる予測の差異を明らかにするため、与えられる特性の評価値が同符号 (すべてが正またはすべてが負) でばらつきのある場合を考えてみよう。この場合、平均モデルからは SP の評定値は特性の評定値の範囲の中に位置すると予測される。一方加算モデルによれば、SP の値は範囲の外にあって、より極端な値とならずである。Anderson (1965 b) および高橋超 (1970) は前者、Fishbein & Hunter (1964) は後者を支持する結果を得ている。

Manis, M. らのモデル: Manis, Gleason & Dawes (1966) は、(2)式の加重平均モデルに刺激特性の数  $n$  の対数を乗ずる修正式を提唱している。

$$E_c = \log n \cdot \frac{\sum w_i \cdot s_i}{\sum w_i} \quad \dots\dots\dots(4)$$

$\log n$  が常に 1 より大となるようにその底をきめれば、この式によって予測される印象の値は、(2)式によるそれよりもより polar となり、平均モデルから加算モデルへの歩みよりがみられる。

## I 問 題

上に、印象形成を情報統合の問題として扱っているこれまでの諸研究をみってきた。これらの研究は、いわばモザイクな立場に立っており、Asch の研究に触発されておりながら、彼のゲシュタルト的観点からは離れてしまっている。線型モデルは、特性間の相互作用ということを考えなければ、確かに合理的な発想であるし、予測力も事実かなり高いことが示されている。しかし、同じ特性でもどのような他の特性と組合わされるかによってその意味が変わってくる、という Asch の知見を無視することはできない。たとえば、数個の料理からなる食事の価値は、各料理の価値によってほぼきまると考えることはできよう。しかし、個々には価値があっても、肉料理

と白ブードー酒のとり合わせは、互いの価値を減殺するように働くかもしれない。料理のように単独の形では存在し得ないパーソナリティ特性の場合には、それらの間の相互作用の問題はいっそう重要なはずである。このことは、われわれが日常しばしば経験するところであるし、事実そのことを明らかにした研究も報告されているのである。(Bruner, Shapiro & Tagiuri, 1958)。

とはいえ、われわれは一定の限界内における線型モデルの有効性をけっして否定するものではない。ただ、印象形成の問題がすべてこれによって解決されると考えることはできない。現在このモデルによって説明されない部分がかかなりあるわけであるが、それはモデルをよりリファインすることによってある程度埋められるかもしれない。しかし、その相当部分は構造の概念の導入にまたなければ説明されえないと思う。われわれの究極の目的はこの点を明らかにすることにある。本研究ではその第一段階として、線型モデル（ここでは単純平均モデルをとりあげる）による予測の精度に影響するように働くと考えられる若干の要因をとりあげ、その効果を明らかにしようとする。その中には、その影響の方向に関して明白な予測がたてられるものと、現在の知見ではたてられないものの両方が含まれている。とりあげた要因とその水準は次のとおりである。

**A. 刺激特性セットのサイズ：**2サイズと4サイズを設定した。すなわち、2つの特性語からなるセットと、4つの特性語からなるセットである。

**B. セット内の刺激特性の相互関連性：**高および低い2水準。すなわち、各特性がパーソナリティ構造の中で一般に相互に高い相関をもって存在すると考えられているか、比較的無相関か、ということ。

**C. 情報のソースの数：**特性はすべてSPをよく知っている人からの情報、という形で与えられたが、1人が2ないし4個の特性をSPに帰着させる（単数ソース）か、2人ないし4人のソースが各1個の特性を帰着させる（複数ソース）かの2水準\*。

**D. 印象の自由記述と評定の順序：**SPについての評定を行なった後に自由記述（与えられた特性以外にSPがもつと推測される特性の列記）をさせる（評定先）か、その逆の順（評定後）かの2水準。

**E. セットの刺激価：**与えられる刺激特性がすべてポジティブ（Hセット）か、ニュートラル（Mセット）か、

\* 従来の研究では、「SPはこれこれの特性をもつ」という形で与えるのがふつうであった。これはわれわれの用語では単数ソースにあたるが、われわれはこれを「実験者ソース」と呼んで区別することにする。

ネガティブ（Lセット）かの3水準。

独立変数は以上の5要因である。従属変数は単純平均モデルによる予測値\*と実際のSPの評定値のズレである。単純平均モデルは、与えられる特性のすべてに対して被験者が同等の注意を払い、その値を平均化することによってSP評定についての反応をする、と仮定している。その場合、与えられる情報の量が大きいと、それを処理して合理的に反応をする際の誤差が混入する確率が大きくなると考えられる。したがって、実測値と予測値のズレは与えられる情報量が大きいほど大きくなると期待される。そこで独立変数の従属変数に及ぼす効果について、次の3仮説がたてられた。

刺激セットサイズに関して、次のような仮説が導かれた。

仮説1：2サイズセットの場合にくらべて、4サイズセットの場合にはモデルの予測力はより劣るであろう。数個の刺激から単一の合成的判断を得るさい、その数が多いほどいわば処理すべき情報量が大きくなり、十分合理的に処理・判断することは一般により困難となると考えられる。したがって、その場合には誤差分散が大きくなり、モデルの予測力は低下させられると期待される。

刺激特性の関連性に関して、次のような仮説が導かれた。

仮説2：関連性の高いセットにくらべると、関連性の低いセットにおいてモデルの予測力はより劣るであろう。特性Aと特性Bの関連性が高いということは、ある人物にAが存在すればBもまた存在する確率が大きいということを意味する。そのもっとも極端な場合には、両者は異なった名称の特性であっても、機能的には同一のものである。そのような場合には、SPが特性Bをもつという情報は特性Aをもつという情報に対して redundant であり、AとBが相互に関連性の低い場合にくらべると送られる情報量が少ないことになる。したがって仮説1と同じ論拠によって、仮説2のような予測が成立する。

自由記述の順序の効果に関して、次のような仮説が導出された。

仮説3：評定先の条件にくらべて、評定後の条件においてモデルの予測力はより劣るであろう。与えられた刺激特性から類推される他の特性を列記させなくとも、被験者は自発的に類推された特性を附加することによって、SPの印象をより統合されたものとする努力をある程度はするかもしれない。しかし、それは明白に言語化

\*  $R = \frac{1}{2}(a+b)$  または  $R = \frac{1}{4}(a+b+c+d)$

されているわけではないので、附加された特性の影響は相対的にいって小さいであろう。これに対して、そのような特性の列記をまず求められるならば、それがどのように類推されるかはともかくとして、列記された特性は明白に言語化されたわけであるから、そのようにさせない場合にくらべてS Pの評定に大きな影響を与えると考えられる。このことは情報量の増加を結果し、したがって与えられた刺激だけからの予測値との間に、より大きなズレを生み出すことになる。

情報のソースの数に関しても、ある予測が可能であろう。しかし、その影響の方向に関しては、異なった代替的予測が考えられる。特性Aと特性Bが同一のソースによって情報として与えられた場合には、2人によって1個ずつ与えられた場合よりも、両特性の関連性は高いと知覚されるとすれば、この場合のモデルの予測力は複数ソースの場合よりも大きいと考えられる。一方、1人のソースによる情報は、多数のソースによるそれよりも主

観的な偏りが大きいと知覚されるとすれば、ことに関連性の低い場合に、信頼性が低められ、誤差分散を増すことになるかもしれない。このように異なった方向への影響が考えられるので、これに関しては仮説をたてなかった。刺激特性の刺激価についても仮説はたてなかった。ただ、セット内の特性の刺激価のばらつきが大きいことはモデルの予測力を低めると考えられるので、ほぼ等質なセットをつくることにした。その目的からは、H・M・Lの3セットでなくて、たとえばMセットのみを用いてもよいわけであるが、われわれがこの3種のセットを用いたのは次の2つの理由からである。第1は、仮説はたてられないが、刺激価によって異なった効果がみられるかどうかみようとしたことである。第2の理由は、ある刺激価をもつセットのみを与えると、評定尺度上の狭い範囲の点のみが用いられることになり、これが望ましくないレスポンス・セットをつくり出すことになるかもしれないことがおそれられたからである。このため、H

表1 提示された刺激セット

サイズ	刺激価		H	M	L
	関連性				
2	同一	a a	責任感のある // //	内向的な // //	無気力な // //
	関連性高	a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> *	陽気な 愉快な	地味な 非社交的な	不愉快な 感じが悪い
	関連性低	a b *	愉快な 清潔な	非社交的な 敏感な	不潔な 悲観的な
4	同一	a a a a	ユーモアのある // // //	大人っぽい // // //	無気力な // // //
	関連性高	a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> a <sub>3</sub> a <sub>4</sub> *	おもしろい 楽しい 陽気な 陽気な	内向的な 非社交的な 地味な 無口な	陰気な 愉快な 感じが悪い ねくれた
		a a a b	陽気な // //	せっかちな // //	不誠実な // //
		a a b b	清潔な 愉快な 清潔な	地味な 敏感な 非社交的な	無気力な // // 悲観的な
		a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> b <sub>1</sub> b <sub>2</sub> *	陽気な 愉快な 思いやりのある 親切な	地味な 非社交的な 忘れっぽい 不注意な	陰気な ねくれた 責任心 無責任な
		a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> b c	陽気な 愉快な 清潔な 責任感のある	地味な 非社交的な 忘れっぽい 敏感な	陰気な 無責任な 誠実な 無気力な
		a b c d*	勇敢な 清潔な 陽気な 親切な	非社交的な 忘れっぽい 長感	臆病な 清潔な 無気力な 誠実な

\* 単数ソースと複数ソースとの両方に用いられたセット  
 \* のないセットは複数ソースのみに用いられたセット  
 a<sub>i</sub>とa<sub>j</sub>, あるいはb<sub>i</sub>とb<sub>j</sub>は相互関連性が高, a<sub>i</sub>とb<sub>j</sub>は低を示す

セット, Mセット, およびLセットの3種を用いたのである。

## II 方法

### 1. 予備調査

本実験で提示される刺激セットは要因B(刺激特性の相互関連性)および要因E(セットの刺激価)に関して条件統制されなければならない。条件に合致した刺激セットを選択構成するため, 本実験の被験者と等質と思われる被験者集団を用いて, 次の手順で予備調査をした。

形容詞対の収集: 飯島(1961), 長島ら(1966)などを参照して, 大学生にとって有意味と思われるパーソナリティ特性をあらわす形容詞対を55個, 合計110語を選んだ。

刺激価の評定: これら110語をランダムな順に配列し, 同性同年輩の友人を想定させた上で, そのような特性をもつ人を「すき—きらい」の7点尺度上で評定することを求めた。その結果, 対をなす両語の平均値が中性点からかなりはなれておりかつ相互にほぼ対称的な点に落ち, また分散がなるべく小さいもの, という基準で, 13

対26語が選ばれた。つぎに評定の平均値が中性点に近く, かつ分散の小さいという条件で13語を選んだ。したがって, 刺激価として高いもの, 低いものおよび中位のもの, 比較的一義的な意味をもつと考えられる各13語が選ばれたわけである。

相互関連性の評定: 各群13語のあらゆる2個の組合せの数は78できる。その各において, 一方の特性をもつ者が一般に他方の特性をもあわせもつ確率がどのくらいあるかを, 「確実にそう」~「ありえない」の11点尺度上で評定せしめた。なおこの方法は, Hays(1958)にならったものである。被験者は刺激価の高・中・低の3群のうち, 1群のみについて評定が求められた。

### 2. 刺激セットの構成

予備調査の結果から, 本研究で用いられる刺激セットが構成された。まず2サイズセットでは, 関連性に関して「同一」, 「関連性高」, および「関連性低」の3種がつけられた。この第1のものは複ソースの場合においてのみ用いられる。したがって両ソースで5種類が区別される。4サイズセットにおいては上の3種のほか, 関連性の程度が異なる4種が追加された。こうしてできた7

表2 被験者の配置

ソ ー ス	サ イ ズ	順 序 刺 激 価 関 連 性	S P 評定 → 自由記述			自由記述 → S P 評定		
			H	M	L	H	M	L
複 数 ソ ー ス	2	a a	B	A	C	E	D	F
		a <sub>1</sub> a <sub>2</sub>	C	B	B	F	E	E
		a b	A	C	A	D	F	D
	4	a a a a	A	C	B	D	F	E
		a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> a <sub>3</sub> a <sub>4</sub>	B	C	B	E	F	E
		a a a b	C	B	A	F	E	D
		a a b b	B	A	C	E	D	F
		a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> b <sub>1</sub> b <sub>2</sub>	C	A	B	F	D	E
		a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> b c	A	B	C	D	E	F
		a b c d	A	C	A	D	F	D
単 数 ソ ー ス	2	a <sub>1</sub> a <sub>2</sub>	B	A	A	E	D	D
		a b	C	B	C	F	E	F
	4	a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> a <sub>3</sub> a <sub>4</sub>	A	B	C	D	E	F
		a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> b <sub>1</sub> b <sub>2</sub>	B	C	A	E	F	D
		a b c d	C	A	B	F	D	E

n ; A=49, B=46, C=43, D=45, E=42, F=44

種のセットは、複数ソースにおいてはすべて提示される。単数ソースではこのうち重複のない3種のみが用いられる。したがって、両ソースを通してのべ10種が用いられる。両サイズセットでは合計15種となるが、この各において刺激価に関してHセット、Mセット、Lセットの区別があるので、構成された刺激セットは、表1に示す45種となる。これにさらに印象の自由記述と評定の順序に関して2水準あるので、提示された刺激の種類は合計90個に達する。

この90個を各15個ずつに6分する。一方被験者もA～Fの6群に分け、各群にはいずれかの15セットが提示される。各被験者群に実際どのようなセットが提示されたかは、表2に示してある。

### 3. 被験者

女子大学生1年生、合計269名。これを上述のように6群に分割して異なる刺激セットが与えられた。

### 4. 手続き

実験は一般教育の心理学の授業時間をあて、1週間の間隔をおいて2回にわたって次の3種類のテストを実施した。第1日目には評定①を、第2日目には評定②および③を実施した。所要時間はそれぞれ約25分、20分および10分であった。

評定① (SP評定および自由記述)。SP評定は、同性同年輩の友人として、そのような特性をもった人を好きか嫌い、7点尺度上で評定させる。1セットを1枚に印刷したもの15枚を小冊子にとして与える。なおこの評定と印象の自由記述(特性の列挙)の順序は前述のとおり2通りある。

評定② (特性の相互関連性の評定)。①において組合わせて提示された特性のすべてのペアについて、0～10の11点尺度で評定させる。

評定③ (特性評定)。6被験者群に共通で、合計31特性について、①と同じ基準で評定させる。

## III 結果

### 1. 実験操作の成否

予備調査の結果から刺激セットが構成されたわけであるが、用いられたセットによって要因B(特性の相互関連性)および要因E(刺激価)の条件統制が意図通り行なわれたかどうかをまずみてみよう。

まず刺激価(特性評定)についてみてみよう。7点の各に対する反応に、+3～-3の数値を与え、各セット

\* 付録1参照

\*\* 付録2参照

\*\*\* 付録3参照

表3 各セットの刺激価の平均値

ソ ル ス	サ イ ズ	順 序 刺 激 価 関 連 性	S P評定→自由記述		
			H	M	L
複 数 ソ ル ス	2	a a	2.12	-0.31	-1.42
		a <sub>1</sub> a <sub>2</sub>	1.76	-0.43	-2.00
		a b	1.80	-0.09	-1.59
	4	a a a a	1.99	-0.15	-1.55
		a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> a <sub>3</sub> a <sub>4</sub>	1.77	-0.14	-1.88
		a a a b	1.76	-0.58	-1.95
		a a b b	1.99	-0.16	-1.58
		a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> b <sub>1</sub> b <sub>2</sub>	1.89	-0.59	-1.93
		a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> b c	1.84	-0.29	-1.71
		a b c d	1.61	-0.10	-1.69
単 数 ソ ル ス	2	a <sub>1</sub> a <sub>2</sub>	2.01	-0.26	-1.99
		a b	1.78	-0.21	-1.60
	4	a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> a <sub>3</sub> a <sub>4</sub>	1.71	-0.41	-1.76
		a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> b <sub>1</sub> b <sub>2</sub>	2.06	-0.59	-1.92
		a b c d	1.77	-0.09	-1.81

nは87～94 (表2の注参照)

の平均を求めた。結果は表3に示すとおりである。

これによると、Hセットの平均は1.61と2.12の範囲、Mセットは-0.59と-0.09の範囲、Lセットは-2.00と-1.42の範囲にあり、それぞれの群内でのばらつきよりも群間の差の方が大きい。検定したところ、すべてのHセットの平均値はどのMセットのそれよりも有意に大きく、すべてのMセットの平均値はどのLセットのそれよりも有意に大きいことがわかった(ともに $p < .01$ )。このことから、刺激価の実験的操作は成功したといつてよいであろう。ただし、Mセットの平均はすべて0よりは負の方向へ偏っている。この15の平均値のうち、 $p < .05$ で負の方向への偏りが有意となっていたのは9個である。

つぎに各セットの関連性の平均値が表4に示されている。4サイズセットには6個の評定値が含まれているが、表の値はその平均値の平均である。\*これによると関連性高のセット(a<sub>1</sub>a<sub>2</sub>およびa<sub>1</sub>a<sub>2</sub>a<sub>3</sub>a<sub>4</sub>)の平均値は6.57～8.68の範囲にある。これに対して、関連性低のセット

\* 6個のうち同一の特性の対の間の関連性の評定はもちろん求められなかった。しかし表4では、その値を便宜上10として平均を求めてある。

表4 各セットの関連性の評定の平均値

ソ ース	サイズ	順序 刺激値 関連性	S P評定→自由記述		
			H	M	L
複 数 ソ ース	2	a a	10.00	10.00	10.00
		a <sub>1</sub> a <sub>2</sub>	8.68	6.57	7.43
		a b	5.17	3.78	3.84
	4	a a a a	10.00	10.00	10.00
		a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> a <sub>3</sub> a <sub>4</sub>	8.10	7.18	6.58
		a a a b	7.68	6.48	7.86
		a a b b	6.57	6.10	6.15
a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> b <sub>1</sub> b <sub>2</sub>	6.48	4.38	5.62		
a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> b c	5.55	4.22	5.62		
a b c d	5.36	3.46	4.42		
単 数 ソ ース	2	a <sub>1</sub> a <sub>2</sub>	8.46	6.59	8.23
		a b	5.36	4.39	4.23
	4	a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> a <sub>3</sub> a <sub>4</sub>	8.06	6.90	6.76
		a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> b <sub>1</sub> b <sub>2</sub>	6.54	4.48	5.86
		a b c d	5.09	3.78	4.49

nは87ないし94 (表2の注を参照)

なお平均値は、各セット内の特性の2個ずつのあらゆる組合せについての関連性の評定の平均値を示す。また a a または b b の組合せの関連性の評定は10とした。

(a b および a b c d) の平均の範囲は3.78~5.36となっている。両者の間には明らかな差があり、任意の組合せについて差はすべて  $p < .01$  で有意となっている。ただこの平均値はセットの刺激値によっても差がある。すなわち、Hセット全体で5.54、Mセットで4.19、Lセットで4.87となっている。明らかにHセットにおいては他の刺激値のセットよりも高い。このように、特性の相互関連性と刺激値が独立ではないということは、予備テストの結果からある程度予想されたことではあるが、結果の解釈にあたって注意を要する。

## 2. 平均モデルの一般的妥当性

われわれの目的は、平均モデルの妥当性そのものの検証にあるのではなく、とりあげた5要因がそれにどのように影響するかを明らかにすることにある。しかし、本題にはいる前に、われわれのデータが、このモデルによる予測にどの程度適合するものであるかについてグローバルな見当をつけておこう。

このためには、予測値と実測値 (S P評定値) の間の相関係数を求めることにした。予測値は、これまでのほとんどの研究においては、被験者と同一の母集団に属すると考えられる他の標本における特性の評定値の平均値から求めている。しかし、われわれはそのような方法によらず、各被験者に特性の評定も求め、その結果から被験者ごとに各セットの予測値を求めることにした。従来の方は独立変数の操作が被験者とは独立に行いうるという点でメリットをもつといえる。しかし、特性の評定値そのものが被験者によるばらつきをかなりもっている以上、被験者ごとに各セットの予測値を求めた方がより適切であると考えられる。その利点の第1は、この方法による方がモデルの適合度をよりせん細に吟味することができることにある。利点の第2は、セットごとに予測値と実測値の相関を求めることができる点である\*。

各被験者は15個のセットを提示されたが、その各について上述の方法で予測値とS P評定の実測値を求め、両者の間の積率相関係数を求めてみた。結果は被験者群ごとに表5に示してある。

表5 個人内相関係数

被験者群	サンプル数	最低値	最高値	中央値
A	49	0.651	0.988	0.917
B	46	0.632	0.990	0.943
C	43	0.511	0.984	0.911
D	45	-0.248	0.985	0.915
E	42	0.359	0.987	0.934
F	44	0.697	0.988	0.924

(n=15)

相関の低い者の中には-0.248、0.306などというものもあったが、ほとんどが0.8~0.95のあたりに集中していた。これは Anderson (1962) の得た平均0.967よりは低い、これまでに報告されている他の研究の結果にはほぼ近いものといえる。ところで、被験者の中にはこの相関が極端に低い者が少数まじっていた。これがいかなる特徴をもった者であるかは明らかでないが、おそらくは不真面目な態度でもって反応したものと想像される。そこで、次項にのべる分散分析のための便宜という点も考慮して、以下においては、各被験者群とも、この相関

\* あるセットの予測値として被験者と等質な他の集団による各特性の評定値の平均の平均をとるとすれば、その値は各被験者に共通であり、分散は0となる。したがって、これと実測値との r は求められない。

表6 各セットの実測値と予測値間の相関係数

ソース	サイズ	順序 刺激値 関連性	S P 評定 → 自由記述			自由記述 → S P 評定		
			H	M	L	H	M	L
複数 ソース	2	a a	0.237	0.505	0.270	0.629	0.481	0.511
		a <sub>1</sub> a <sub>2</sub>	0.616	0.587	0.237	0.328	0.722	0.734
		a b	0.435	0.512	0.673	0.474	0.209	0.559
	4	a a a a	0.298	0.751	0.198	0.315	0.458	0.379
		a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> a <sub>3</sub> a <sub>4</sub>	0.595	0.607	0.506	0.561	0.475	0.730
		a a a b	0.569	0.446	0.644	0.423	0.359	0.565
		a a b b	0.400	0.574	0.013	0.422	0.766	0.230
a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> b <sub>1</sub> b <sub>2</sub>	0.602	0.605	0.547	0.233	0.722	0.535		
a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> b c	0.541	0.426	0.614	0.550	0.619	0.442		
a b c d	0.418	0.378	0.680	0.230	0.499	0.555		
単数 ソース	2	a <sub>1</sub> a <sub>2</sub>	0.576	0.549	0.567	0.630	0.481	0.536
		a b	0.546	0.592	0.127	0.371	0.627	0.497
	4	a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> a <sub>3</sub> a <sub>4</sub>	0.430	0.794	0.580	0.524	0.649	0.077
		a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> b <sub>1</sub> b <sub>2</sub>	0.426	0.228	0.618	0.487	0.588	0.536
		a b c d	0.328	0.537	0.078	0.640	0.598	0.528

(n = 40)

係数の高い者を上位より40名だけとり出して分析の対象とすることにする。

つぎに、各刺激セットごとに予測値と実測値の相関を求めた。結果は表6に示してある。低いもので0.013、高いもので0.794であるが、多くは0.4から0.6の範囲にあり、全体の平均で0.508となっている。これは表5の個人内の相関よりかなり低くなっているが、その理由は明らかでない。またこれまでの研究ではこのような相関係数は算出されていないので、比較することができない。

### 3. 5要因の効果の分散分析

ここで、本研究の目的にもっとも直接的に関係する結果の記述にはいる。それは従属変数、すなわちS P評定の実測値と単純平均モデルにもとづくその予測値の間のズレに対して、独立変数たる5要因がどのような効果を及ぼしているか、についての結果である。このことをみるために、まず分散分析をすることにした。用いられた刺激セットは合計90であった。このうち、A要因（セットサイズ）、C要因（ソースの数）、D要因（評定の順序）、およびE要因（刺激値）の水準は、それぞれ2、

2、2および3であって、それらはたがいに直交的に配列されていた。これに対してB要因（特性関連性）のみはのべ15用いられたが、それらは要因AおよびCによって用いられた水準の数に差があった。そこで、ここではこの要因に関しては関連性高（a<sub>1</sub>a<sub>2</sub>またはa<sub>1</sub>a<sub>2</sub>a<sub>3</sub>a<sub>4</sub>）と関連性低（a bまたはa b c d）の2のみを用い、他のものは省くこととする。これによって、2 × 2 × 2 × 2 × 3という5要因配列として分散分析が可能となる。この48個の処理に含まれないセットの結果については後述する。

ところで、われわれの用いた実験計画においては、実は分散分析を実施するための要件を欠いていた。表2から明らかのように、各要因、各水準のセットが6つの被験者群に割当てられたため、不規則な繰り返しをしたことになっている。したがって各要因の測定の独立性は保証されていない。しかし、このことは第二種の誤差を増大させる危険はあるが、探索的な段階にある本研究のような場合には致命的な欠陥にはならないと考えて、敢て分散分析をすることにした。

なお、従属変数の測度としては（実測値－予測値）の



表7 [d] の分散分析表 (1)

S. V.	S. S.	df	M. S.	F	p
A (セットサイズ)	3,283.9172	1	3,283.9172	43.5114	**
B (関連性)	1,265.8755	1	1,265.8755	16.7726	**
C (ソース)	270.7505	1	270.7505	3.5874	
D (順序)	581.9005	1	581.9005	7.7101	**
E (刺激価)	3,105.9573	2	1,552.9787	20.5767	**
A×B	28.2756	1	28.2756	---	
A×C	141.3756	1	141.3756	1.8732	
A×D	142.4631	1	142.4631	1.8876	
A×E	407.8156	2	203.9078	2.7017	
B×C	0.1881	1	0.1881	---	
B×D	7.6256	1	7.6256	---	
B×E	456.9073	2	228.4537	6.0539	*
C×D	25.4381	1	25.4381	---	
C×E	992.5636	2	496.2818	6.5757	*
D×E	837.9198	2	418.9599	5.5512	*
A×B×C	199.5628	1	199.5628	2.6442	
A×B×D	5.3128	1	5.3128	---	
A×B×E	704.1948	2	352.6974	9.3305	**
A×C×D	111.6503	1	111.6503	1.4793	
A×C×E	68.6635	2	34.0318	---	
A×D×E	7.7948	2	3.8974	---	
B×C×D	0.8754	1	0.8754	---	
B×C×E	28.5135	2	14.2568	---	
B×D×E	264.2698	2	132.1349	1.7508	
C×D×E	247.4760	2	123.7380	1.6395	
A×B×C×D	7.1301	1	7.1301	---	
A×B×C×E	283.4261	2	141.7131	1.8777	
A×B×D×E	123.4823	2	61.7412	---	
A×C×D×E	279.3511	2	139.6756	1.8507	
B×C×D×E	150.5760	2	75.2880	---	
A×B×C×D×E	102.1218	2	51.0609	---	
Error	141,284.7250	1,872	75.4726		
Total	155,417.4995	1,919			

\* p<.05    \*\* p<.01

絶対値（これを|d|と記す）を用いた。この測度は正規分布しないと考えられるので、完全正規化法によって換算した上で分析にかけた。以下において、分散分析表の平方和はそのように変換された値を示すが、|d|の平均値および分散を記述するさいには再変換して元にもどした値を示す。

表7に分散分析を示す。主効果は5要因中4要因が有意である。交互作用としては2要因で3個、3要因で1個が有意になっている。まず有意となった主効果についてみてみよう。表8に各水準の|d|の平均および分散が

示してある

まずセットサイズはp<.01で有意な変動因となっているが、差の方向は表8にみるごとく、4サイズセットの方が平均が大きくなっている。これは仮説1を支持する結果といえる。

つぎに特性の関連性では、同様に1%水準で有意なことが示されている。|d|の平均は関連性低において関連性高よりも大きく、この結果は仮説2を支持する。

ソースの数については、その効果に関して仮説はたてられなかったが、分散分析の結果はこの要因が有意な効

表8 |d|の平均および分散(1)

		n	d̄	s <sup>2</sup>
A	2 サイズ	960	0.55	0.1936
	4 サイズ	960	0.72	0.1849
B	関連性高	960	0.58	0.1936
	関連性低	960	0.69	0.1936
D	S P 評定先	960	0.60	0.1681
	S P 評定後	960	0.67	0.2116
E	H	640	0.52	0.1849
	M	640	0.72	0.2209
	L	640	0.66	0.1444

果をもたなかったことを示している。表8には示していないが、|d|の平均は複数ソースで0.61、単数ソースで0.68となっており、後者の方が大きい傾向がある。

要因D、すなわちS P 評定の順序も仮説3を支持する有意な効果を示している。すなわち、|d|は評定先よりも評定後の条件においてより大きくなっている。ただし、Fの値(および|d|の平均の差)は有意性を示した4主効果の中ではもっとも小さい。

最後に刺激価の要因の効果もきわめて顕著である。|d̄|の値は、表8にみるごとく、Mセットにおいて最大で、ついでLセット、Hセットの順となっている。三者の間の差はいずれも有意である。この効果に関してはわれわれは仮説をたてなかったが、このようにそれが顕著であることは、一つの問題である。後に討論されるであろう。

高次の交互作用については解釈が困難であるので、ここではふれない。2要因の交互作用は3個が有意水準に達しているが、それはすべて要因Eと他の要因との交互

作用である。表9によって効果の方向を考察してみよう。

まずB×Eの効果についてみてみよう。刺激価の各水準を通じていえることは、いずれも関連性高よりも関連性低の方が|d|が大きくなっていることである。これは要因Bの主効果の方向と一致する。しかし差の絶対値を求めてみると、Hセットで0.18、Mセットで0.09、Lセットで0.04となっており、順次小さくなっている。検定してみると、Hセットでは1%水準、Mセットでは5%水準でこの差は有意であるが、Lセットでは有意ではなかった。このことから、特性間の関連性の効果はセットの刺激価が高いほど大きいといえる。このことが、実験操作の成否のところでのべた刺激価と関連性の非独立性とどのように結びつくかはここでは明らかでない。

つぎにC×Eの交互作用についてみてみよう。表7にみるごとく、要因Cの主効果は有意ではなかった。しかし、セットの刺激価ごとに複数ソースと単数ソースの|d|の差をとってみると、Hセット、MセットおよびLセットにおいてそれぞれ0.04、-0.01、-0.17となっている。HセットおよびMセットではこの差は有意でないが、Lセットにおいては1%水準で有意である。すなわち、セットの刺激価が低くなるほど、複数ソースにくらべて単数ソースの|d|がより大きくなっていく傾向が認められるのである。このことが何を意味するかを探るために、|d|ではなくてdの平均を求めてみた。Lセットの複数ソースではその平均は-0.42であったのに対し、単数ソースでは-0.56となっており、差は有意である。このことは、Lセットの単数ソースにおける|d|の増大の原因が、そこでは予測値にくらべて実測値が複数ソースにおけるよりもより低められることによることをあらわしている。われわれの文化においては、他人にネガティブな特性を帰着することは一般に抑制される傾向をもっている。したがって、同一のソースがネガティブな特

表9 dの平均および分散(2)

		H		M		L	
		d̄	s <sup>2</sup>	d̄	s <sup>2</sup>	d̄	s <sup>2</sup>
B × E	関連性高	0.44	0.2116	0.67	0.2025	0.64	0.1369
	関連性低	0.62	0.1521	0.76	0.2500	0.68	0.1600
C × E	複数ソース	0.55	0.1936	0.71	0.2116	0.57	0.1369
	単数ソース	0.51	0.1849	0.72	0.2304	0.74	0.1444
D × E	S P 評定先	0.51	0.1681	0.63	0.1936	0.66	0.1444
	S P 評定後	0.54	0.2025	0.80	0.2500	0.66	0.1521

nは各セル320

表10 |d| の分散分析表 (2)

S.V.	S.S.	df	M.S.	F	p
B (関連性)	3,711.7786	6	681.6298	7.8718	**
D (順序)	487.5149	1	487.5149	6.2035	*
E (刺激値)	894.6512	2	447.3256	5.6921	**
B×D	205.1976	6	34.1996		
B×E	2,193.7821	12	182.8152	2.3263	**
D×E	923.2654	2	461.6327	5.8741	**
B×D×E	1,657.9346	12	138.1612	1.7581	*
Error	128,726.5750	1,638	78.5877		
Total	138,800.6994	1,679			

性を2個も4個もSPに帰着させるということはいくつものことであり、このようなSPに対して被験者は予測値以上によりネガティブな評価を与えることになるのかもしれない。

最後にD×Eの交互作用効果についてみてみよう。表9から明らかなように、HセットおよびLセットにおいてはSP評定先とSP評定後の差はそれぞれ-0.03および0となっており、有意ではない。これに対して、Mセットにおいてはこの差は-0.17と大きい。また、前述のように要因Eの主効果が有意であり、MセットとLセットの|d|の差も有意であったのであるが、表9の観察から、その有意差に対してSP評定先の条件はほとんど貢献しておらず、それはSP評定後の条件のデータによって支えられていたことがわかる。このようにMセットにおいてとくにSP評定の順序の効果が大きくあらわれるに至った原因については明らかでない。

4. セット内の特性の関連性の効果の分析

上述のごとく、5要因配列の分散分析において、セット内の特性の相互関連性は|d|に対して有意な効果をもつことが明らかとなった。そこで、それとは別の資料を用いてこの点をさらに分析してみよう。これは2つの方法を用いて行なう。一つは前項の分散分析においてその処理から除外されたセットを用いての分析であり、他は被験者の行なった特性の関連性の評定(評定②)との関連における分析である。

関連性の異なる7種のセットによる分析：上述の分散分析においては、関連性高(a<sub>1</sub>a<sub>2</sub>およびa<sub>1</sub>a<sub>2</sub>a<sub>3</sub>a<sub>4</sub>)と関連性低(a bおよびa b c d)の2水準のみが分析の対象とされた。しかし、実際被験者に提示されたこの要因の水準は、表1に示すとおり、4サイズセットで複数ソースの場合には7である。これらの水準は、それぞれSP評定の順序および刺激値の要因と完全に組合わされ

表11 |d|の平均および分散(3)

		n	d	s <sup>2</sup>
B	a a a a	240	0.66	0.3249
	a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> a <sub>3</sub> a <sub>4</sub>	〃	0.63	0.1681
	a a a b	〃	0.53	0.1681
	a a b b	〃	0.68	0.1886
	a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> b <sub>1</sub> b <sub>2</sub>	〃	0.77	0.1558
	a <sub>1</sub> a <sub>2</sub> b c	〃	0.79	0.1558
	a b c d	〃	0.79	0.1600
D	SP評定法	840	0.66	0.1849
	SP評定後	〃	0.72	0.2116
E	H	560	0.63	0.1764
	M	〃	0.73	0.2601
	L	〃	0.72	0.1521

ているので、3要因配列の分散分析を行なうことができる。それを行なった結果が表10の分散分析表に示してある。

これによると3主効果のすべて、およびB×Dを除く他のすべての交互作用が有意である。主効果の内容を調べるために表11がつけられた。

このうち特性の関連性の要因についてまずみてみよう。|d|の平均のもっとも小さいのはa a a bという水準である。つぎに小さいのはa<sub>1</sub>a<sub>2</sub>a<sub>3</sub>a<sub>4</sub>で、以下a a a a、a a b b、a<sub>1</sub>a<sub>2</sub>b<sub>1</sub>b<sub>2</sub>と続き、もっとも大きいのがa<sub>1</sub>a<sub>2</sub>b cおよびa b c dとなっている。7水準の直観的に判断される関連性の高い順序は表11に示したとおりであるが、これと|d|の平均の低さは、a a a bの場合を除くとほぼ対応しているとみることができよう。この意

\* この場合においても測度の独立性は保証されていないので、分散分析のための要件を欠くことは前と同様である。

味で、前の5要因の分散分析の結果と同じく、ここでも関連性の低い条件においては平均モデルの予測力が低いことが示されたと考えることができよう。

要因Dおよび要因Eの主効果の方向も5要因の分散分析の場合とほぼ同様である。ただし、MセットとLセットの差はこの場合有意ではない。

特性の関連性の評定と|d|：セット内の特性の相互関連性の要因は予備調査の結果をもとにわれわれが操作したものである。そしてその操作が成功したことは前にのべたとおりである。しかし、同じ関連性の水準に属するセットでも、その評定値は被験者によってかなりのばらつきがみられた。同一セット内の特性の関連性を高く評定する被験者と低く評定する被験者とでは、その|d|の値に差があるであろうか。この問いに答えるため、次のようにして分析した。

方法のところでのべたように、関連性は11点尺度上で評定させられた。このかなり範囲の広い尺度への反応のし方には大きな個人差のあることがみとめられた。ある被験者は反応がおしなべて高い点に偏っているかと思えば、比較的低い点に反応を集中させる者もいた。分散も大小さまざまである。このように個人によって反応の分布に差があるため、同一の点への反応に同一の意味を与えることはできない。そこで、個人ごとに平均と標準偏差を求め、各反応を1～5の5段階点に換算した。4サイズセットの場合には6個の評定の平均値につき上述のごとき換算をしたのである。

さて、5要因分散分析で用いた48個のセットを関連性高および関連性低の2水準に分け、各において5または4の段階にはいる評定をしている被験者を上位群(G)、1または2の段階にはいる評定をしている被験者を下位群(P)とした。両水準の各およびその合計において、上位群と下位群で|d|の平均を比較した結果が表12に示されている。

表12 関連性評定と|d|

		n	d	S <sup>2</sup>	t	df	p
関連性高	G	667	0.54	0.1849	2.0839	60	*
	P	55	0.72	0.2601			
関連性低	G	46	0.63	0.1764	---		
	P	398	0.69	0.2209			
全 体	G	713	0.54	0.1849	4.4331	1,004	**
	P	453	0.70	0.2304			

これによると、|d|の平均はいずれの場合も上位群より下位群において大きくなっている。関連性低の水準で

はその差は有意となっていないが、関連性高の水準および全体においては有意となっている。このことから、セット内の特性の関連性の高い場合に比べて低い場合には平均モデルの予測力が劣るであろう、という仮説2を支持する証拠がさらに追加された、ということができよう。

#### IV 討 論

以上においてみたように、従属変数の測度として|d|をとったとき、われわれの3仮説はいずれも支持されることがわかった。これらの結果が、われわれが仮説の論拠としたような情報処理能力の限界ということの説明されるのか、それとも他の解釈が可能であるのかについて、以下二つの観点にしぼって論ずる。しかしその前に、われわれの仮説には含まれていなかったセットの刺激価の要因(要因E)の効果きがわめて有意であった点について考察してみよう。

##### 1. 刺激価の要因の効果

刺激価の要因の3水準のうち、|d|がもっとも大きかったのはMセットであり、つぎにLセット、もっとも小さかったのがHセットであった。この予想されなかった効果は、実はセット内の刺激特性の評定値のばらつきと関係があるらしいことがわかった。ばらつきの測度としてはレンジ、すなわちセット内の特性の最高の評定値と最低の評定値の差をとった。このレンジの平均を3種のセットについて求めてみると、Mセットでは1.43ともっとも大きく、以下Lセットの0.97、Hセットの0.71の順となっていた。これは|d|の平均値の順序とまったく一致している。

しかしながら、上の事実だけでは、レンジが刺激価要因の主効果を有意とさせた原因であるのか、両者がたんなる共変関係にあるにすぎないのか不明である。そこで|d|の分散分析において主効果が有意となった他の要因についても、各水準ごとにレンジの平均を求めてみた。その結果は表13に示すとおりである。

表13 セット内の特性の評価値のレンジの平均

要因	A		B		D		E		
	2	4	高	低	先	後	H	M	L
R	0.75	1.33	0.82	1.26	1.14	1.01	0.71	1.43	0.97

これによると、要因Dを除いて、すべて|d|の大きさとレンジの大きさの間には完全な対応があることがわかる(表8参照)。要因Dの両水準は提示された刺激セッ

トの差ではないので、水準によってレンジに差がないのは当然である。したがって、上述の推論はある程度根拠があることが確かめられた。すなわち、 $|d|$  に対する効果の少なくとも一部分は、われわれが統制しなかったところの、セット内の特性の評定値のばらつきという要因によって説明されるといえる。

この要因が結果に影響することは、Podell & Podell (1963) の研究によっても示されている。彼らはポジティブな特性だけからなるセットを用い、セット内の特性の尺度値の平均ならびに中央値を一定にし、レンジの大小がSP評定に及ぼす効果をみたところ、レンジ大の条件下では小の条件下よりも、評定値はよりポジティブに偏ることを見だしている。これは本研究における $|d|$ の増加と対応した結果とみることができる。

ただ、何故にレンジの大きさが $|d|$ に影響するかについては明らかではない。しかしそれは一応つぎのように解釈できよう。平均モデルによって予測されるようにSP評定をするということは、特性の刺激値のレンジの中の適当な点(重心)にSP評定をプロットさせるということであろう。もし重心ではなくてレンジ内でランダムにその点を選ぶとすると、生ずる両者の間のズレはレンジが大きいほど大きくなると期待される。

なお、Mセットにおいて $|d|$ が最大であった理由としていま一つ考えられるのは、そこに用いられた特性の意味の多義性が相対的に大きいということである。特性の評定の結果によると、その分散はMセット特性において<sup>\*</sup>もっとも大きかった。この分散は特性の意味の個人間の変動の一測度と考えられるが、それはある程度まで個人内の変動を反映しているといえよう。とすれば、他のどのような特性と組合わされるかによってその意味(したがって評定値)が変動する程度は、Mセット特性において最大であると考えられる。このことも $|d|$ の増大の一因となっていたと考えられる。

## 2. 加算性

これまで従属変数の測度としては、(SP評定の実測値)-(単純平均モデルによる予測値)の絶対値 $|d|$ を用いて分析してきた。そして、この $|d|$ は実測値の誤差分散をあらわすものとして扱ってきた。しかしながら、 $|d|$ の中には、ランダムな分散のほか、なんらかの系統的な分散が含まれているかもしれない。そのようなものとしてまず考えられるのは、情報統合のさい働く加算

性による分散である。このことを確かめるために、 $A \times E$ の各セルごとに、 $d$ の平均を求めてみた。 $A \times E$ をとりあげたのは、もし加算性があらわれるとすれば、それはサイズと刺激値に関係してあらわれるはずだと考えたからである。結果は、予測値の平均および $|d|$ の平均とともに表14に示してある。

表14  $A \times E$ の各セルの予測値、 $|d|$ および $d$ の平均

		刺激値			
		H	M	L	全体
2サイズ セット	予測値の平均	1.84	-0.25	-1.80	-0.07
	$ d $ の平均	0.44	0.67	0.55	0.55
	$d$ の平均	-0.11	-0.31	-0.37	-0.26
4サイズ セット	予測値の平均	1.71	-0.36	-1.76	-0.15
	$ d $ の平均	0.62	0.76	0.77	0.72
	$d$ の平均	0.35	-0.48	-0.61	-0.25

nは各セル320

この表からまず気づくことは、刺激値をこみにした $d$ の平均が、2サイズセットで-0.26、4サイズセットで-0.25と、いずれも有意な負の値となっていることである。これは48セットの予測値の平均が-0.08であったのに対して、実測値のそれが-0.33と、全体としてかなり大きく負の方向に偏ったためにそうなったのである。

このようにして、 $d$ の平均は全体として負の方へ偏っていたのであるが、Hセットでは正であるに対して、Lセットでは負となっている。しかもその大きさは、2サイズセットよりも4サイズセットにおいてより顕著であることがみられる。それはまさに加算性を示しているものといえよう。また、Hセットの2サイズで負になっているのは、SP評定全体が負へ偏るような、なんらかの効果(これをネガティブ・バイアスと呼ぼう)があって、これが加等性の効果を歪めたものと思われる。なおMセットの $d$ の平均は、負へのバイアスをさし引いてもなお負であるが、これはこのセットの予測値の平均がわずかながら負へ偏っていることによると思われる。

これまでの研究でも、セットサイズが大きくなるにしたがって、SPの評定値がより極端な値になる傾向があることが示されている(Fishbein & Hunter, 1964; Anderson, 1966; Podell & Amster, 1966)。Fishbeinらはこの事実こそ加算モデルの優位性を示すものと考えている。これに対してAndersonは、これは当初の印象(initial impression)、すなわちSPに特性が帰着される以前にすでにもたれている印象(多くの場合これは評価値としては中性的である)と、帰着される特性の評価値をあるウェイトによって加重平均した

\* Hセットの特性の評定の分散は0.28~1.24で中央値は0.59、Mセットのそれは0.40~1.73で中央値は0.86、Lセットのそれは0.31~1.17で中央値は0.64となっていた。

結果として、平均モデルの枠組の中で説明できるとしてある。それはともかくとして、われわれが単純平均モデルの観点から誤差分散であるとした「d」の中に、加算性による系統的な分散がいくらか含まれていることはまちがいないであろう。また、表14の結果は、加算性がHセットよりLセットにおいてより大きいことを示唆している。

### 3. 印象の構造化の問題

われわれの仮説は、SP評定の反応は帰着させられた特性についての被験者の評定値だけの関数としてきまる、という線型モデル的発想からたてられたものである。そして、被験者の課題は、与えられた情報を合理的に処理して一つの合成的評定をすることである、と仮定されていた。しかし、SPについてある言語的情報を与えられて、そこから印象を形成する場合に実際に被験者がなすことは、そのようなモザイクな情報処理にかぎられるという証拠はない。いな、Aschは、そうではなく、印象は一つの構造に体制化されると主張しているのである。SPに2ないし4個の特性を帰着させられたとしても、実際の人間がそれだけの特性しかもっていないと考える者はいないであろう。われわれの被験者の場合のように、短時間に多くの反応を要求されれば、あるいはSPがもっているはずの他の特性を十分考慮する余裕はなく、自分の課題を合理的な思考能力のテストのようなものと認知していたかもしれない。しかし、日常の場面では、あるいは架空のSPについての実験的場面でも十分に自我関与をもちながら印象を形成しようと努めるような事態であれば、被験者は与えられた特性を手がかりとして、他の特性を推定によって附加したり、与えられた特性のあるものの意味を限定したりして、一つのまとまった印象を形成しようとすることは十分に考えられることである。

われわれの被験者も、すべての場合にモザイクな反応をしたとはかぎらないであろう。ことに、「SP評定後」の条件下では、構造化された印象を形成しようと努めた被験者が相当いたと考えられる。もっとも、SP評定の前に自由記述をさせたといっても、それはたんなる特性の列記であり、被験者が構造化された印象を形成したという証拠はないのであるが。

他の要因の効果もこのような観点から解釈することが可能である。たとえば要因B、すなわち特性間の関連性の要因の効果を考えてみよう。与えられる2個の特性の関連性が高い場合には、それらは一つのセットとしてあまり抵抗なく被験者に受け入れられ、統一された印象が形成されやすい。しかし被験者にとって2個の特性の関

連性が低い場合には、それだけではSPについての統一された印象はつくられにくい。このとき、被験者はどちらか一方だけに注意し、他方を無視するかもしれない。また、一方の意味を変容して、他方と相互に関連性が高くなるようにするかもしれない。さらには、特性Aが特性BとともにSPのうち存在するのは、実験者は言及していないけれど、特性Cがあるからである、としてCを附加し、はじめて統一された印象をつくりあげるかもしれない。これらのような場合には、与えられた2個の特性をセットとしてすんなり受け入れる場合にくらべると、SPの評定値にバラエティが生じてくる可能性がより大きいことはいうまでもないであろう。

本研究でいう関連性の要因の効果については、情報の冗長度、文脈効果などの名称のもとに、最近いくつかの研究が報告されている。ただその多く（たとえばDustin & Baldwin, 1966; Schmidt, 1969; Kaplan, 1971）はいわゆるモザイクな観点に立ち、線型モデルをよりリファインするためのウェイトをきめる変数としてそれを扱っている。これに対して、モザイクな観点と構造的な観点のいずれに立てばよりよく事実を説明できるか、という点を究明しようとし、後者がより有力であることを示したものにWyer & Watson (1969)の研究がある。

要因A、すなわちセットサイズについても同様なことが考えられる。特性間の関連性が同程度に高くても、4サイズの場合には、対の間の平均ではなくて、セットとしての関連性を考えると、それは2サイズの場合より低くなると考えられる。また、セット内の刺激特性の評価値のレンジが大きいことも、同様な推論から、関連性が低い場合と類似の性格をもつと考えることができる。したがって、2サイズセットより4サイズセットにおいて、レンジの大きいMセットにおいて小さいHセットにおけるよりも、印象の構造化の努力にともなうSP評定値の誤差分散がより大きくなると考えることができる。

以上のべた構造化の問題に関する記述はあくまでたんなる推論にもとづいており、そのことを示す直接的な証拠は得られていない。それを得るためには、印象形成の過程についてのより詳細な分析が必要であろう。しかしながら、「d」が合理的な情報処理の能力を越すことによって大きくなるとすれば、実測値は予測値よりもより極端でない方向にずれることが考えられる。そのような場合には、SP評定の反応にさいして被験者の自信の水準が低くなり、したがってより中性点の方向への偏りが生ずると考えられるからである。しかるに、実際においては、加算性の効果もあったにせよ、SP評定がより極端

な方向に偏っていたという事実は、一つには他の特性を無視して特定の特性だけに注意し、反応していたことによるものと思われる。

## V 要 約

刺激人物 (S P) に対する印象の評定値を、S P に帰着された特性の評定値によって予測するための数学的モデルはいくつかある。本研究では、単純平均モデルをとりあげ、その予測力に影響すると考えられる若干の要因について、その効果を明らかにする。

とりあげた要因は次の5つである。A: 刺激特性リストのサイズ。B: セット内の特性の相互関連性。C: 情報のソースの数。D: S P 評定と印象の自由記述の順序。E: セットの刺激価。

そして、次の3つの仮説がたてられた。

仮説1: 2サイズセットより4サイズセットにおいてモデルの予測力は劣るであろう。

仮説2: 「関連性高」のセットより「関連性低」のセットにおいてモデルの予測力は劣るであろう。

仮説3: 「S P 評定先」の条件より「S P 評定後」の条件においてモデルの予測力は劣るであろう。

用いられた刺激セットは計90個であるが、これを6分し、また被験者も6群に分け、各被験者に15個の刺激セットを提示した(表1, 2参照)。被験者は女子大学生269名である。まず1日目にはS P 評定と自由記述が行なわれ、1週間後に特性の相互関連性の評定と特性の評定とが行なわれた。S P 評定と特性の評定では、そのような特性をもつ人を同性同年令の友人として好きか嫌いかを7点尺度で評定させた。また特性の相互関連性の評定では、提示されたセット内の特性のすべてのペアについて、一方の特性をもつ人が他方の特性をもつ確率を11点尺度で評定させた。

従属変数の測度として、(S P 評定の実測値-単純平均モデルによる予測値)の絶対値(|d|)を用いた。そして、5要因のモデルの予測力に及ぼす効果を見るため、|d|について5要因配置の分散分析を行なった。

その結果、セットサイズ、特性の相互関連性、S P 評定と自由記述の順序、およびセットの刺激価の4要因について主効果が有意であり、仮説はすべて支持された。

仮説をたてなかったセットの刺激価の要因についてみると、|d|はMセットで最大であり、ついでLセット、Hセットの順になっている。セット内の特性の評定値のレンジをみると、それはMセットでもっとも大きく、以下Lセット、Hセットの順であり、レンジの大きさは|d|の大きさと対応している。また、セットサイズおよ

び特性の相互関連性についてもレンジの大きさは|d|の大きさと完全に対応している。したがって、|d|に影響を与えている一因としてセット内の特性の評定値のばらつきが考えられる。

次に、仮説をたてた3要因の効果については、情報量が多いほど情報処理の際の誤差分散が大きくなるということの説明したが、他に次のような解釈が可能である。

はじめに、S P 評定の実測値の予測値からのズレの方向をみると、実測値が予測値より、Hセットでは高く、Lセットでは低くなっている。さらに、この傾向は2サイズセットより4サイズセットで強くみられている。これは|d|に対するセットサイズの効果の中に加算性が含まれていることを示している。

次に、印象の構造化の観点からも本研究の結果が説明されるかもしれない。特に「S P 評定後」の条件では、自由記述の段階で、与えられた特性を手がかりにして他の特性を推定して附加したり、与えられた特性のうちのあるものの意味を限定したり、特定の特性だけに注目したりして、一つのまとまった印象を形成しようとし、そのために|d|が大きくなったと考えられる。また、特性の相互関連性が低い時およびセットサイズが大きい時には、与えられた特性だけから印象を統合することが困難になり、上述のような、他の特性の附加、意味の限定、そして特定の特性への注目などによって統合された印象を形成するため、|d|が増大すると考えられる。

## 文 献

- Anderson, N. H. 1962 Application of an additive model to impression formation. *Science*, 138, 817-818.
- Anderson, N. H. 1965 (a) Primacy effects in personality impression formation using a generalized order effect paradigm. *J. pers. soc. Psychol.*, 2, 1-9.
- Anderson, N. H. 1965 (b) Averaging versus adding as a stimulus-combination rule in impression formation. *J. exp. Psychol.*, 70, 394-400.
- Anderson, N. H. 1966 Component ratings in impression formation. *Psychon. Sci.* 6, 279-280.
- Anderson, N. H. 1967 Averaging model analysis of set-size effect in impression formation. *J. exp. Psychol.*, 75, 158-165.

- Anderson, N. H., & Jacobson, A. 1965 Effect of stimulus inconsistency and discounting instructions in personality impression formation. *J. pers. soc. Psychol.*, 2, 531—539.
- Anderson, N. H., & Lampel, A. K. 1965 Effects of context on ratings of personality traits. *Psychon. Sci.*, 3, 433—434.
- Asch, S. E. 1946 Forming impressions of personality. *J. abnorm. soc. Psychol.*, 41, 258—290.
- Bossart, P., & DiVesta, F. J. 1966 Effects of context, frequency, and order of presentation of evaluative assertions on impression formation. *J. pers. soc. Psychol.*, 5, 538—544.
- Bruner, J. S., Shapiro, D., & Tagiuri, R. 1958 The meaning of traits in isolation and in combination. In R. Tagiuri, & L. Petrullo (eds.), *Person perception and interpersonal behavior*, Stanford: Stanford Univ. Press.
- Dustin, D. S., & Baldwin, P. M. 1966 Redundancy in impression formation. *J. pers. soc. Psychol.*, 3, 500—506.
- Fishbein, M. 1963 An investigation of the relationships between beliefs about an object and the attitude toward the object. *Hum. Relat.*, 16, 233—239.
- Fishbein, M., & Hunter, R. 1964 Summation versus balance in attitude organization and change. *J. abnorm. soc. Psychol.*, 69, 501—510.
- Hays, W. 1958 An approach to the study of trait implication and similarity. In R. Tagiuri, & L. Petrullo (eds.), *Person perception and interpersonal behavior*. Stanford: Stanford Univ. Press.
- 飯島婦佐子 1961 対人認知構造についての因子分析的研究, 日本心理学会第25回大会発表論文集, 102.
- Kaplan, M. F. 1971 The determination of trait redundancy in personality impression formation. *Psychon. Sci.*, 23, 280—282.
- Levy, L. H., & Dugan, R. D. 1960 A constant error approach to the study of dimensions of social perception. *J. abnorm. soc. Psychol.*, 61, 21—24.
- Luchins, A. S. 1948 Forming impressions of personality: A critique. *J. abnorm. soc. Psychol.*, 43, 318—325.
- Manis, M., Gleason, J. C., & Dawes, R. M. 1966 The evaluation of complex social stimuli. *J. pers. soc. Psychol.*, 3, 404—419.
- 長島貞夫, 藤原喜悦, 原野広太郎, 斉藤耕二, 堀洋道 1966 自我と適応の関係について(1)——Self Differential作製の試み——, 東京教育大学教育学部紀要, 12巻, 85—91.
- Osgood, C. E., Suci, G. J., & Tannenbaum, P. H. 1957 The measurement of meaning. Urbana: Univ. Illinois Press.
- Podell, J. E., & Amster, H. 1967 Evaluative concept of a person as a function of the number of stimulus traits. *J. pers. soc. Psychol.*, 4, 333—336.
- Podell, H. A., & Podell, J. E. 1963 Quantitative connotation of a concept. *J. abnorm. soc. Psychol.*, 67, 509—513.
- Schmidt, C. F. 1969 Personality impression formation as a function of relatedness of information and length of set. *J. pers. soc. Psychol.*, 12, 6—11
- 高橋超 1970 印象形成過程の研究(II)——情報統合モデルに関する基礎的分析——, 教社心研, 9, 61—69.
- Wishner, J. 1960 Reanalysis of “impressions of personality”. *Psychol. Rev.*, 67, 96—112.
- Wyer, R. S. Jr., & Watson, S. F. 1969 Context effects in impression formation. *J. pers. soc. Psychol.*, 12, 22—33.

(1971年11月22日)



附録1 S P 評 定 用 式

P I M (1) 1971年6月 日

名古屋大学教育心理学教室

大学 \_\_\_\_\_ クラス \_\_\_\_\_ 番 氏名 \_\_\_\_\_

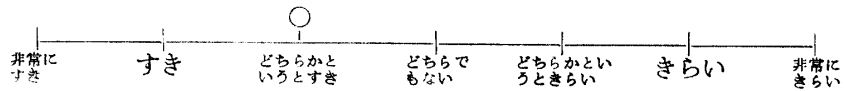
この調査は大学生がどういう性格の人を好み、又は嫌うかということを研究するためのものです。

この表紙の下に15枚ほどの紙がありますが、それぞれにはある人（あなたと同性・同年令の人と考えて下さい）の性格について、その人をよく知っている何人かの人の意見が書いてあります。それぞれの人の意見は正しいものとして十分信頼してもよいと思います。

あなたはその人をどの程度好き、あるいは嫌いと感じますか。例にならって答えて下さい。

例 この人については2人の人が意見をのべています。

1人は、この人は 頭がよい } 人だと言っています。  
もう1人は、この人は 器用な }



注意 まず一通り、15枚の用紙全部に目を通してから答にとりかかって下さい。

附録2 特性の相互関連性の評定用式

I T R T (1971.6.11)

名古屋大学教育心理学教室

\_\_\_\_\_ クラス \_\_\_\_\_ 氏名 \_\_\_\_\_

私たちは、ある性格の人は他の面でも一定の特徴をもちがちであることを知っています。この調査は、大学生の皆さんがこのような問題についてどのように考えているかを調べようとするものです。例えば、「背が高い」ということと「体重が重い」ということとの関係を考えてみますと、「背が高い」人は必ず「体重が重い」とはいえないでしょうが、その逆よりはありそうですね。だから「背が高い」という人がどのくらい「体重が重い」ということになりそうか、その確率を判断して0（ありえない）から10（確実にそう）までのどこかに答えてほしいのです。

例

「背が高い」 「体重が重い」 <sup>ありえない</sup> 0 1 2 3 4 5 6 7 (8) 9 10 <sup>確実にそう</sup>

背が高い人は体重はどうか、ということが考えにくかったら、逆に体重の重い人は背はどうか、と考えてもよろしい。

附録3 特性評定用式

P T R 1971年7月

名古屋大学教育心理学教室

\_\_\_\_\_大学 \_\_\_\_\_クラス 氏名\_\_\_\_\_

この調査は、いろいろな性格特徴をもった人が大学生からどのように好かれ、あるいは嫌われるかをみようとすものす。以下に書いてあるような性格特徴をもった人を、あなたは友人としてどのくらい好きか嫌いかを、例にならって答えて下さい。

<例>

