

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(3)

—面接法によるアプローチ*—

大橋正夫 小川 浩¹⁾ 長田雅喜²⁾
千野直仁³⁾ 長戸啓子⁴⁾
三輪弘道⁵⁾ 平林 進⁶⁾

I 問 題

未知の人物に関して、そのパーソナリティ特性についてのある言語的情報が与えられたとき、人はそれらをどのように処理して当該人物についての印象を形成するか。これがわれわれの研究の主題であるが、この問題について実験的にアプローチする方法を開拓したのは Asch, S. E. (1946) である。彼の研究はいくつかの重要な知見を提供したが、中でもとくに注目されるのは、素材として与えられる個々の特性がたんに寄せ集められるだけでなく、それらが相互に有機的な関連をもった一つの全体として構造化されて印象が形成される、ということを示した点である。

これに対して、1960年頃から、印象を好一悪という単一の次元(評価的次元)からとらえ、それが与えられる各特性の評価値からどのように予測されるか、という観

* 本研究の研究費の一部は筆頭著者に対して与えられた昭和47年度文部省科学研究費補助金から支出された。

資料の分析から結果の解釈についての討論にいたるまで、本研究の後半の全過程において、名大大学院教育学研究科教育心理学専攻修士課程学生佐伯道治および同吉田俊和の両名の大きな協力を得た。

なお計算にあたっては名大大型電子計算機センターの FACOM 230-60 および愛知学院大学 計算機センターの FACOM 270-20 にを用いた。

- 1) 愛知県がんセンター研究所疫学部研究員
- 2) 名大教養部助教授
- 3) 愛知学院大学文学部助手
- 4) 名大大学院教育学研究科教育心理学専攻博士課程学生
- 5) 名古屋女子大学教授
- 6) 名古屋女子大学講師

点からパーソナリティの印象形成過程を究明しようとする動きがみられるようになった。そのための手がかりとして、刺激として提示される人物(刺激人物、以下 SP と略記する)に与えられた数個の特性の評価値のみから SP に対する評価値を予測するための数学的モデルが幾つか提唱された。それらはいずれも、SP に対する評価値は個々の特性の評価値の一次結合だ、とする点で共通している。このような線型モデルでは、特性間の相互作用というものは仮定されていない。その意味で、それらは Asch の構造的観点とは相容れないモザイクな立場に立っているといえる。われわれは、一定の限界内でのそれらのモデルの妥当性を否定するものではないが、現実に行なわれる印象形成過程を理解しようとするとき、それはきわめて不十分であると考えている。第一に、そこでは実際の印象形成過程にさいして働く要因の多くが無視されている。したがって、その予測が十分な精度を示すのは、そうした要因が作用しないようにコントロールされた事態においてのみであろう。したがって第二に、それを実際の印象形成のプロセスに適用しようとすれば、幾つかのパラメータを附加しなくてはならず、それによって予測力を多少向上させることはできたとしても、なおそこに説明され得ない分散が相当程度まで残るであろう。それはたんなる偶然誤差だけではなく、個人特有の、あるいは事態の特性に依存して現われてくるような、情報処理の様式によって規定されるような分散が含まれるものと考えられる。このため、予測の精度を向上させるためには、なんらかの形で構造的概念を導入しなくてはならない、とわれわれは考えている。さらに、われわれの研究の究極的目的は、予測のためのすぐれたモデルを提唱することにあるのではない。モデルは結果に fit させた実験式であって、そのプロセスを説明するものではない。われわれは、プロセスそのものを明らかにすることに関心をもっているのである。

われわれは第一報告(大橋ら、1971)において、もっ

とも簡単な線型モデルとして単純平均モデル (Anderson, 1962) をとりあげ、その予測力に影響すると思われる数個の要因について検討した。その結果、1) SP についてセットで与えられる特性の数が少いときよりも多いとき、2) 特性の評価値がポジティブまたはネガティブに偏っているときよりも比較的ニュートラルなとき、3) セット内の諸特性の関連性が高いときよりも低いとき、4) セット内の特性の評価値の幅が狭いときよりも広いとき、そして 5) いきなり SP 評定をさせるときよりもその前に SP についての全体的な印象を言語化させるときの方が、いずれもモデルの予測力が低いことが確かめられた。予測力が低いとは、SP 評定の実測値とモデルによる予測値のズレが大きいことを意味している。これは、情報量が増加するにつれて、単純平均モデルに従うような形でのいわば合理的な情報処理が困難になることを表わしているとみることができる。なお、このズレはランダムなものではなく、一般に実測値の極性度が予測値のそれよりも大きくなるという方向、すなわち加算性の方向に現われることも示された。しかし、なぜ加算性が現われるかについては、十分説明することはできなかった。

ついで第2報告(大橋ら, 1972a)では、情報の提示条件によって、平均型および加算型の反応の出現頻度がいかに影響されるかを、刺激セットの特性評価値とセットサイズの要因をからませて検討した。そこでは、(a), (a, b), (a, b, c, d) というように、同じ特性に他の特性を累加する形で刺激セットが構成された。そしてそれらのセットで表わされる SP の評価が求められたのである。その結果、与えられるすべてのセット(サイズが1の場合も含む)を通覧し、相互の比較が可能な多刺激提示条件では加算型の反応がより多く現われることがわかった。それに対して、各セットを1つずつ、他と比較することなく逐次評定させた単一刺激条件では、平均型の反応がより多く現われることが見いだされた。これは、多刺激提示条件では、たとえば特性 a と特性 b からなる 2 サイズセットと、1 サイズセットである特性 a とを同時に提示した場合、後者はたんに a としてではなく、暗黙のうちに、a かつ not-b というように受けとられやすく、2 サイズセットとの間に差異が生じてくる。そこで a と b の刺激価が同符号でしかも相互の関連性が比較的高い場合には、2 サイズセットの SP 評定に加算型の反応が出現しやすくなるものと解釈された。他方、単一刺激提示条件では、一連の SP 評定において、相互間に矛盾が生じないように、刺激セットのサイズにかかわらず、セットの刺激価が高いか低いか、あるいは中程度か

というように、グローバルな反応を示すであろう。そのため、a と b の刺激価がほぼ同じであるときは、2 サイズセットと 1 サイズセットともいえる特性そのものとの間にほとんど差異が生ぜず、その結果として SP 評定には平均型の反応が現われやすいものと解釈された。これらのことから、a と b の関係が、a から b が類推されやすいような関係であるときには平均型の反応が、また a から b が類推されにくいときには加算型の反応が出現しやすいことが示された。このようにして、SP 評定がいずれの型の反応を示すかに対して、刺激セットに含まれる特性の関連性がきわめて重要な要因となることが明確になったのである。

われわれはこれまで上述の二つの研究を行ってきたが、個々の被験者が情報として与えられる特性群をどのような仕方でも処理し、印象をまとめ、SP に対して評価をくださるのか、その内的過程については分析してこなかった。それはもっぱら刺激セットの条件や情報提示の条件等の外的条件と、反応として得られる好一悪の単一次元(評価次元)上での SP 評定値との関係からの推論の域にとどまっていた。印象形成の内的過程を明らかにするためには、被験者からこの過程についてなんらかの形での報告を得、それを分析しなくてはならない。このためには、われわれの研究も含めて、これまでの諸研究で用いられてきたような単純な筆答による調査だけでは不十分であるといわなければならない。

そこで本研究では、面接法によって被験者のこの内的過程についての資料を求めることにする。ただ、面接法といっても、具体的にどのような形で被験者にその内的過程の言語化を求めるのかについては、いろいろな方法が考えられる。本研究では、その最初のステップとして retrospective な報告を被験者に求めることにする。すなわち、カードにより刺激を提示し、いくつかのセットについて SP 評定を求めた後に、何故そのような評定をしたか、内省を求めらるのである。このような方法は、おそらく質問紙調査法にもっとも近い性格をもっている。このため、面接調査法の最大のメリットたる、被験者の思考過程を逐次言語化させて記録をとる、ということではできない。しかし、従来の方法による結果と比較しようという意図もあって、今回はこのような方法をとることにした。

II 方法

1. 刺激セットの構成

われわれの第1報告(大橋ら, 1971)において、単純平均モデルの予測力に影響する刺激セットの要因とし

て、セットサイズ(含まれる特性の数)、特性の評価値、特性の評価値間のばらつき、および特性の間の相互関連性という4つがあることが示された。そこで本研究では、サイズは2に固定し、他の3要因に関しては次のように2または3水準を設定して実験条件とした。

(1) 特性の評価値。その特性の望ましさを評定値がともにポジティブなセット(Hセット)と、ネガティブなセット(Lセット)。

(2) 特性の評価値の開き。2特性の評価値の差が大なるセットと小なるセット。

(3) 特性相関。女子大学生の写真90枚を25の両極尺度上で評定させた資料(大橋ら, 1972b)に基き、両特性の相関が $+(r > .40)$, $0(|r| < .10)$, および $-(r < -.40)$ の3カテゴリーからなるセット。

これらの条件に合致するセットを、上記および他のわれわれのこれまでの研究で集めた資料のプールの中から選び出した。3要因の水準の組合せから、12種類のセットができるが、これを1人の被験者に与えることは、時間等の関係からやや無理があると考えられた。そこで、相関0のセットを各2個用いることにして、合計16個のセットを用意した。これを折半して、各8個のセットからなる2組のリストAおよびBを構成した。両リストに含まれるセットについては表6を参照のこと。

2. 被験者

女子大学生110名。このうち資料収集上不備な点のあった者を除き、106名が分析の対象となった。うち、リストAを与えられた者が50名、Bを与えられたのが56名であった。これらの被験者は、印象形成の問題に関する心理学的知識はほとんどもっていない者であった。

3. 面接者

心理学専攻の大学院生および大学院進学予定者。男子9名女子3名。

4. 面接期日

昭和49年2月上旬および下旬。

5. 手続き

面接は室内で個人別に行なわれ、平均約50分を要した。被験者は、SPとして自分と同性、同年輩の人を想定するように教示が与えられた。手順は次のとおりである。

(1) 特性評定。リストに含まれる16特性を各1個あて印刷したカードを与え、各特性をもつ人(他の点では不明)を好きな順に並べさせる。つぎに、その好一悪の程度を一枚の用紙に印刷された21点尺度上で評定させる。同一の点に複数の特性が評定されることは許される。

(2) SP評定。一枚の用紙に、含まれる2特性と評定

尺度を印刷したものを8枚、ランダムな順に提示し、SP評定を求める。尺度は(1)のそれと同じものであるが、両方の極端な点を越えたところに評定することも許したので、実際には23点尺度であったわけである。

(3) 特性評定とSP評定の照合と修正。(1)で行なった特性評定のうち関係する2特性の評定値を転記させる。そして、3個の評定値を比較して、必要があればそのいずれでも修正してよい、と教示する。以後の分析では、この修正(もししたとすれば)後の評定値のみを資料とする。

(4) インクワイアリー。被験者が刺激を提示されてから評定し終るまでに考えたことをできるだけ自由に語らせるために、まず、「今やったことについて感じたこと」、「どんな考え方でSP評定をしたか」などのオープンな形の質問から始める。それだけでは十分な応答が得られないことが予想されるので、各セットごとに、以下の諸点について質問をする。なお、8セットの説明の順は被験者が評定し易かった順とした。応答はすべて録音テープに収録する。

1) 3個の評定値はなぜそのような値をとるにいったか。

2) 評定値の修正をしているときには、その理由。

3) SP評定にさいして、両特性のどちらをより重視したか。

4) 与えられた2特性以外にSPの属性として附加して考えたものがあつたか。

5) 具体的な人物を連想したか。

6) 両特性の意味は、セットにされたことにより、単独の場合と意味が変ってきたか。

7) SPのイメージはつくり易かつたか。

(5) 特性関連性の評定。各刺激セット内の両特性をXおよびYとすると、Xという特性をもった人は一般にどの程度Y的であるかを、YとYの反意語によって記述された両極尺度上で評定させる。7点。同様に、Yという特性をもった人がどのくらいX的であるかも評定させた。

(6) 自己評定。(5)で用いたと同じ用紙を用い、用いられた特性とその反意語によって記述された16の両極尺度上で、被験者自身の評定を示めた。

III 結 果

1. 刺激操作の成否

主要な結果を述べる前に、われわれが構成した刺激セットが意図されたような実験条件をつくり出すのに適していたかどうかをみてみよう。

まず刺激セットの評価値の操作であるが、21点尺度上の評定に+10~-10の得点を与えて平均したところ、H

セットの特性の平均評定値は+4.34, Lセットのそれは-3.79であった。操作は成功したといえる。

つぎにセット内の両特性の評価値の差は、開き大のセットでは平均4.36であったのに対し、小のセットのそれは0.76であった。この条件の操作も意図どおりなされたといえよう。

最後に特性相関の条件についてみよう。この資料は手続きの(5)で述べた特性関連性の評定結果である。7段階のそれぞれの評定に対して+3~-3の数値を与え、その度数分布をみたところ、全体の28.3%が0の段階であった。そこで+1~+3を+, 0を0, -1~-3を-として3分し、特性相関の3条件ごとにその分布をみてみたのが表1である。これによると連関性係数は0.754と、明らかに対応がみられる。このことから、この条件の操作もまた適切であったといえよう。

表1 セットのrと関連性

r	関連性		
	+	0	-
+	359	55	10
0	308	365	175
-	18	60	346

2. 資料分析の方針

以上述べた3要因は、本研究において独立変数を構成するものである。これに対して、各セットごとのSP評定値と含まれる2特性の評定値の関係が従属変数を構成する。第1報告および第2報告においては、この両変数を直接関係づけることがなされた。本研究においては、この両変数のほかに、いわゆる媒介変数と位置づけるようなものを考え、それに関する資料が^註集められた。それは手続きの(4)および(5)において得られたものである。

従属変数は、独立変数と関係づけるほか、媒介変数とも関係づけられた。また、独立変数と媒介変数の関連も分析された。そこで、それらの結果の記述にはいる前に、従属変数および媒介変数の分析方法について述べる。

(1) 従属変数について

以前の2研究においては、従属変数の測度としては、SP評定値sと単純度均モデルによるその予測値s'の対応の良さを表わす3つが用いられた。すなわち、sとs'の相関係数r, sとs'の差の平均 \bar{d} , およびsとs'の差

註 手続きの(6)においては16特性に関する自己評定の資料が得られた。しかし、今回の報告ではこの資料は分析から除外した。

の絶対値の平均 $|\bar{d}|$ である。本研究においてもこれらは算出することは可能であるが、分析の重点が独立変数との関連よりも、媒介変数とのそれにおかれているため、よりグローバルな質的な測度を用いることにする。すなわち、sとs'の僅かな差異を問題にするよりも、sが含まれる2個の特性の評定値といかなる関係になっているかに着目して、いくつかのカテゴリーに分けることにする。これを反応の型と呼ぶ。

反応の型は3つの方法によって設定する。第一は、図1に示すように、セット内の両特性の評定値x・yの符号の同異と値の差の大きさを考え、これとsの大小関係から8つの型に分けるものである。これは次のような考え方に基いている。

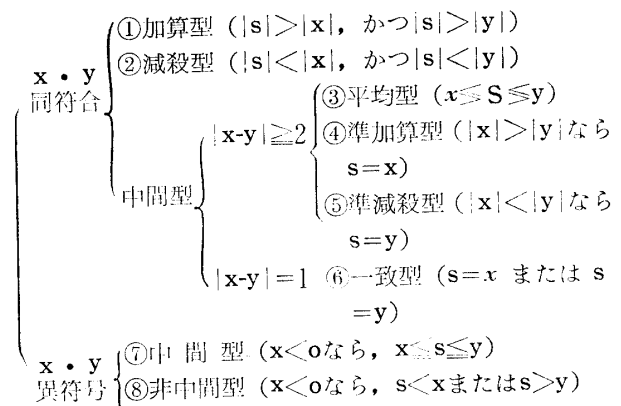


図1 反応型の分類方法(1)

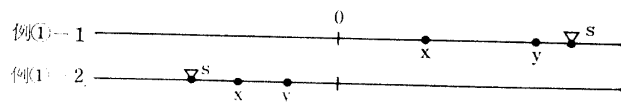
sとx・yの関係を考えると、まず1) sがxとyの中間に来るもの、2) sがxとyの外側に来るもの、および3) sがxもしくはyと一致するもの、という3つのケースに分けることができる。しかし、xとyの差が0または1である場合には2), 3)はあり得るが、1)はあり得ない。したがって、xとyの差が2またはそれ以上の場合と、1または0の場合とを区別する必要がある。つぎに、xとyが同符号か異符号かを考えなければならない。2)の場合、同符号ならば加算性がみられるか逆に減算性(?)がみられるかが決定されるのに対し、異符号ではそれが決定され得ないからである。

このような考え方に基き、出現頻度が極端に少ないものを統合して、結局図1のような原理によって、反応の型を8カテゴリーに分けることにした。各カテゴリーの定義およびその例は図2に示してある。

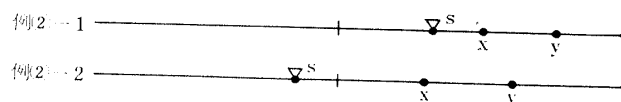
反応の型の分類法の他の2つは、上述の8カテゴリーを2つの方法によってまとめて、結局4カテゴリーとするものである。そのまとめ方は表2に示してある。

この3分類法のうちいずれが適当であるかは、独立変

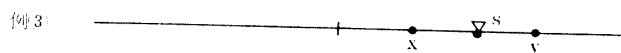
①加算型 s が x, y と同符号で $|s| > |x|$ かつ $|s| > |y|$ の場合をさす



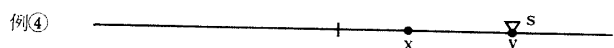
②減殺型 s が x, y と同符号で $|s| < |x|$ かつ $|y|$ の場合および s が x, y と異符号の場合をさす



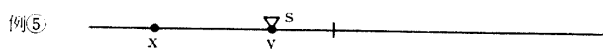
③平均型 s が x, y と同符号で $x < s < y$ または $x > s > y$ のとき。ただし x, y の評定値の隔りが2以上の場合をさす



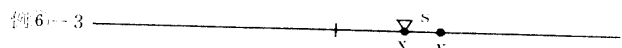
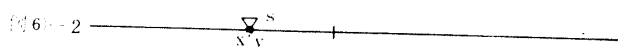
④準加算型 s が x, y と同符号で、0からの隔りが大きい方と一致する場合をさす。ただし $|x-y| \geq 2$



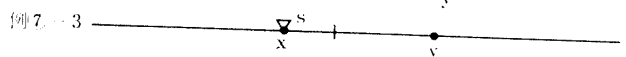
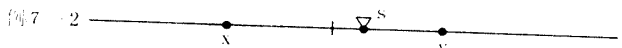
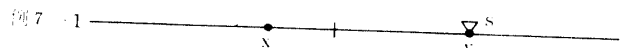
⑤準減殺型 s が x, y と同符号で、0から隔りが小さい方と一致する場合をさす。ただし $|x-y| \geq 2$



⑥一致型 x と y が同符号かつ両者の隔りが1以内であるとき、 s がそのいずれか一方と一致する場合をさす



⑦中間型 x と y が異符号のとき、 s がそのいずれか一方と一致するか、または両者の間に入る場合をさす



⑧非中間型 x と y が異符号のとき、 s がそのいずれか一方の外側に出る場合をさす

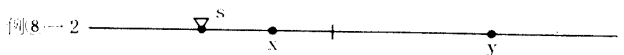
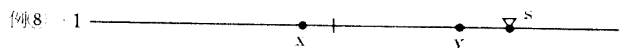


図2 8反応型の定義とその例

表2 反応の型の分類方法(2,3)

	(2)	(3)
⑨ 広義の加算型	①, ④, ⑥-1	①
⑩ 広義の減殺型	②, ⑤, ⑥-3	②
⑪ 広義の中間型	③, ⑥-2, ⑦-2	③, ④, ⑤, ⑥, ⑦
⑫ その他の型	⑦-1, ⑦-3, ⑧	⑧

数および媒介変数との関連性の深さによつて決定されよう。

(2) 媒介変数について

本研究の場合、面接の方法はあらかじめ十分確立されておらず、いわば探索的段階におかれていることもあって、すべての場合に完全な資料を得ることはできなかった。しかし、関連性の評定資料およびインタビューの記録を分析することによって、刺激セットの提示とSP評定の間介在する被験者の内的過程に関して、次の5つの測度を求めた。

1) 特性間の主観的関連性。実験条件(独立変数)として特性間の相関という要因をとりあげ、3水準を設定したことはすでに述べた。しかしながら、同一の水準に属するセットでも、被験者によって認知される特性関連性に差異があると考えられる。そこで、特性関連性の評定結果から、各被験者の各セットの主観的関連性に表3に示すような6カテゴリーを設定した。()内には $X \rightarrow Y$ の関連性の評定結果と $Y \rightarrow X$ のそれとを+ (+1~+3), 0, - (-1~-3) に3分したものが記入されている。

表3 主観的関連性の型

① 冗長型	(++)
② 因果型	(+0) または (0+)
③ 独立型	(00)
④ 矛盾型	(--)
⑤ 準矛盾型	(-0) または (0-)
⑥ 非論理型	(+-) または (-+)

2) 特性の意味変容。2個の特性が同一人物の属性としてセットで与えられたことにより、当初(特性評定のさい)独立なものとして与えられた時とくらべて、その意味になんらかの変容が生じたかについて、次の4カテゴリーを設定する。

- ①変容あり：明らかに変容が生じていると認められるもの
- ②評価値変化：どのように意味が変容したかはつま

びらかではないが、セットされることによって特性の評定値に変化が生じているとしているもの

③変容なし：変容なしとしていると認められるもの

④不明

面接記録に基いて2名の判定者(研究者)が独立に分類した結果、69.2%の一致率が得られた。この値は高くはないが、不一致の場合には協議の上カテゴリーを決定した。

3) SPについてのイメージのつくりやすさ。次の4カテゴリーを設定した

①容易

②中間

③困難

④不明

2名の独立な判定者の判断の一致率は91.2%であった。

4) 連想した具体的人物の有無。次の3カテゴリーを設定した。2名の判断の一致率は87.4%であった。

①連想あり

②連想なし

③不明

5) SP評定の難易度。特性評定、SP評定に続いてインクワイアリーに入るさい、8セットをSP評定が容易であった順に従って並べさせ、その順にインクワイアリーをしたことは前に述べた。その順により①~④に分けられる。

上述の媒介変数の5測度のうち、面接の記録を分析することによって得られたのは2), 3), 4)の3個である。これを一括して、以下、情報処理の型と呼ぶことにする。

なお、分析は主としてセットを単位として行なうことにする。

3. 主要な結果

(1) 反応の型の規定因の分析

上述のように、反応の型は分類法(1)では8個、(2)および(3)では4個に分けられた。そのいずれに入るかという

ことが、独立変数および媒介変数によってどの程度規定されるであろうか。これがわれわれの最大の関心事の一つである。そこで、媒介変数の5測度、およびそれと独立変数の3測度を合わせた8要因を説明変数として、それぞれの反応の型がどの程度判別されるかをみるため、数量化の方法第2類(林知己夫ら、1964)を適用してみた。独立変数の3測度は相互に独立であるが、媒介変数の5測度間、およびそれらと独立変数の3測度の間にはある程度の連関が考えられるからである。

表4 数量化の方法2類による分析結果(%)

説明変数	外的基準		
	(1)	(2)	(3)
5要因(媒介変数の5測度)	0.300	0.228	0.235
8要因(独立変数の3測度、媒介変数の5測度)	0.369	0.286	0.239

6回の分析で得られた相関比 η の値は表4に示すとおりである。それらは、いずれも高くはない。すなわち、反応の型を規定する要因としては、本研究でとりあげた独立変数および媒介変数以外のものがあると考えられる。しかし、6個の η の中では、外的基準として分類法(1)、説明変数として8要因を用いた場合がもっとも高くなっている。そこで、以下の分析においては、主としてこの場合をとりあげることにする。

表5は、上の場合において、外的基準に対して各説明変数がどの程度効いているかをみるため、各説明変数の各カテゴリーに与えられる数値の範囲を求めたものである。これによると、刺激セット条件のうちの評価値と、情報処理の型のうち具体的人物連想の2要因の効き方が他の6要因よりも弱いことがわかる。

(2) 反応の型の分布

前項でみたように、数量化の方法第2類を用いた6回の分析の結果、もっとも η の高かった場合においてさえ、説明変数による外的基準の判別効率は十分高いとはいえなかった。そこで、より単純な方法によって反応の型の分布の分析をすることにする。

表5 各要因の水準の値の範囲

説明要因	刺激セットの条件			主観的関連性の型	情報処理の型			SP評定の容易さ
	評価値	ひらき	相関		意味変容	イメージのつくり易さ	具体的人物連想	
範囲	0.10	0.58	0.43	0.52	0.40	0.36	0.11	0.49

表 6 16刺激セット別にみた8反応型の分布

リスト	特性リスト		刺激条件		反 応 型								計	
			評 価 値	開 相 関	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧		
	X	Y			加算型	減殺型	平均型	準加算型	準減殺型	一致型	中間型	非中間型		
A	感じのよい	暖かい	H	小	+	13	2	7	10	1	17	0	0	50
A	まじめな	積極的	H	小	0	16	4	9	5	6	5	5	0	50
B	外向的な	美しい	H	小	0	10	3	14	5	6	8	6	4	56
B	積極的な	地味な	H	小	-	11	5	15	8	5	4	5	3	56
B	社交的な	明る	H	大	+	5	2	29	10	5	1	4	0	56
A	外向的な	清潔な	H	大	0	13	2	13	8	2	5	6	1	50
B	静かな	暖かい	H	大	0	10	4	24	8	1	5	4	0	56
A	静かな	明る	H	大	-	9	5	24	4	3	2	2	1	50
B	感じのわるい	冷たい	L	小	+	13	3	7	17	3	11	1	1	56
A	悲観的な	ふまじめな	L	小	0	14	3	9	13	3	4	4	0	50
B	ふまじめな	病的な	L	小	0	10	0	12	17	5	7	3	2	56
A	非社交的な	派手な	L	小	-	13	10	7	7	2	7	2	2	50
A	感じのわるい	みにくい	L	大	+	14	3	13	10	5	2	1	2	50
A	ひねくれた	内向的な	L	大	0	7	4	15	7	3	2	9	3	50
B	不親切な	内向的な	L	大	0	8	5	15	11	2	4	10	1	56
B	おしゃべりな	ユーモアのない	L	大	-	12	0	9	8	2	6	14	5	56
計						178	55	222	148	54	90	76	25	848

表6は用いられた16の刺激セット別に反応の型の分布を示したものである。すべてのセットをこみにした8反応型の全体的分布を概観すると、総計848個の反応のうち、①加算型と④準加算型をあわせた広い意味で加算傾向を示すものが38%、③平均型が26%、②減殺型と⑤準減殺型をあわせた広義での減殺傾向を示すものが12%あり、加算傾向がもっとも強くあらわれているといえる。もっとも、準加算型(および準減殺型)はSP評定がどちらかの特性評定と一致している型であるから、これは準平均型ともみることができる。このように解釈すれば、広義の平均型は50%となり、平均への傾向がもっとも強いことになる。しかしいずれにしても、表6の結果は、われわれの従来の研究結果と同様、少なくともある程度の加算傾向があることを示しているものとみることができる。

(3) 刺激条件と反応の型

刺激セットの条件としては、特性評価値、特性評価値の開き、および特性相関の3つを操作したわけであるが、それらは反応の型の度数分布にどのような効果をもっていたであろうか。各要因の各水準別に8つの反応の型の出現度数を示したのが表7である。また表8は、表7の各水準におけるそれぞれの反応の型の観測度数(F_o)が理論度数(F_e)とくらべてどちらの方向に偏っている

か、またその程度はどれ程かを表わしたものである。ここでいう理論度数とは、「おのおのの反応の型において、度数は各水準とも等しい」と仮定して求めたものである。+は $F_o > F_e$ 、-は $F_o < F_e$ を意味する。また、数値は $(F_o - F_e)^2 / F_e$ によって求めた。評価値および評価値の開きでは、両水準の和が自由度1の χ^2 の値を表わすので、それが3.841を越す場合には水準によってF_oに有意な差があることを意味する。また相関の要因では、3水準のこの値の和が自由度2の χ^2 の値を表わすから、これが5.991を越す場合はF_oの水準による差が有意であることを意味する。

各要因の効果についてみてみよう。

1) 特性の評価値、全体としてのこの要因の効果は有意である($\chi^2=21.73$, $df=7$, $p<.005$)。そしてこの効果は主として準加算型と平均型にあらわれている(それぞれ $p<.01$ および $p<.005$)。準加算型はLセットで多く、平均型は逆にHセットで多く現われている。われわれのこれまでの研究(大橋ら, 1971, 1972a)では、SP評定の実測値sとその単純平均モデルによる予測値sのズレ|d|は、HセットよりもLセットで大きく、しかもその方向はHセットではsはsよりもややニュートラル側に寄っているのに対し、Lセットではネ

表7 3つの刺激条件別にみたSP評価反応型の分布

反応型		加算	準加算	平均	減殺	準減殺	一致	中間	非中間	全体
評価値	H	87	58	135	27	29	47	32	9	424
	L	91	90	87	28	25	43	44	16	424
開き	大	78	66	142	25	23	27	50	13	424
	小	100	82	80	30	31	63	26	12	424
相関	+	45	47	56	10	14	31	6	3	212
	0	88	74	111	25	28	40	47	11	424
全体	-	45	27	55	20	12	19	23	11	212
		178	148	222	55	54	90	76	25	848

表8 3つの刺激条件別にみたSP評価反応型の観測度数(F_o)と理論度数(F_e)のズレの大きさ*とその方向**

反応型		加算	準加算	平均	減殺	準減殺	一致	中間	非中間
評価値	H	0.04 -	3.46 -	5.19 +	0.01 -	0.15 +	0.09 +	0.95 -	0.98 -
	L	0.04 +	3.46 +	5.19 -	0.01 +	0.15 -	0.09 -	0.95 +	0.98 +
開き	大	1.36 -	0.86 -	8.66 +	0.23 -	0.59 -	7.20 -	3.79 +	0.02 +
	小	1.36 +	0.86 +	8.66 -	0.23 +	0.59 +	7.20 +	3.79 -	0.02 -
相関	+	0.01 +	2.70 +	0.00 +	1.02 -	0.02 +	3.21 -	8.89 -	1.69 -
	0	0.01 -	0.00 +	0.00 +	0.23 -	0.04 +	0.56 -	2.13 +	0.18 -
全体	-	0.01 +	2.70 -	0.00 -	2.84 +	0.17 -	0.54 -	0.84 +	3.61 +

* ズレの大きさ: $(F_o - F_e)^2 / F_e$

** // 方向: +...F_o > F_e
-...F_o < F_e

ガティブ側に大きく偏っていることが見いだされている。すなわち、Lセットにおいて強い加算傾向がみられたのである。上の結果はそれと軌を一にするものとみることができよう。ちなみに|d|およびdを算出してみたところ、Hセットではそれぞれ1.82と0.79であったのに対し、Lセットでは2.31と-1.56となった。

2) 特性評価値の開き、この要因の全体的効果も有意であり($\chi^2=45.42$, $df=7$, $p<.001$)、それは主として平均型($p<.001$)、一致型($p<.001$)および中間型($p<.01$)での分布の偏りによっている。すなわち、平均型と中間型は開き小よりも開き大のセットで多く現われており、一致型は逆に開き小のセットにより多くみられる。以前の研究(大橋1971)において、特性評価値のレンジが大きいほど|d|が大きくなり、単純平均モ

デルの予測の精度が低いことが見いだされている。平均型が開き小よりも大のセットで多く現われているという本研究の結果は、それと一見矛盾するように見える。しかしこれは、本研究では|d|を直接問題にせず、sがxとyの間に入るものをすべて平均型としているために現われた現象であると思われる。xとyの差が小さい(すなわち1または0)ときには平均型は起り得ないし(図2参照)、また大きいとき(2またはそれ以上)には一致型はあり得ないことを想起すれば、この結果はartifactによるものと考えられる。ちなみに、本研究の資料について|d|を算出してみたところ、開き大では2.16、小では1.98となった。これは以前の結果と矛盾するものではない。

3) 特性相関、全体としてのこの要因の効果も有意

であった ($\chi^2=31.41, df=14, p<.005$)。反応の型別にみてこの要因の効果が有意であったのは中間型 ($p<.005$) のみであったが、準加算、減殺、一致、および非中間の4型にもいくらか効果が生じているようである。中間型は相関+のセットでは他のセットよりも少ししか現われていない。この理由はつまびらかではないが、この型はxとyが異符号であることと関係があるかもしれない。すなわち、特性相関が高い2特性は一般に類似した評価値をもつことが考えられる。

(4) 媒介変数と反応の型

媒介変数の5つの測度のうち、具体的人物連想の有無の要因は、数量化の方法第2類による分析において、外的基準(反応の型)に対する影響力がもっとも小さいことが見いだされた(表5)。そこでこれを除く4要因が反応の型とどのように連関しているかを分析してみることにする。表9は度数分布を、表10はF₁とF₂のズレの方向と大きさをあらわしたものである。以下、各要因の効果についてみてみよう。

1) 特性関連性: この要因の全体としての効果は、わ

ずかに有意水準に達していない ($\chi^2=44.39, df=35, .10>p>.05$) が、中間型では有意な効果がみられる ($p<.025$) し、一致型および非中間型でも傾向がみられる。中間型は、特性の関連の型の冗長型で少く、矛盾型で多く現われている。非中間型もそれに近い傾向がみられるが、一致型はむしろ逆に冗長型で多くなっている。これは、中間型・非中間型と一致型ではxとyの値の開きに差があることと関連していると思われる。すなわち、前者はxとyが異符号であり、したがってその開きは一般に大きいと考えられる。それに対して、一致型は開きが1もしくは0である。したがって、この結果は前項の特性評価値の開きのところで述べたところと符合しているといえよう。

一方、媒介変数としての特性関連性は、独立変数たる特性相関と強い関連をもつはずである。このことは、両要因の関連を求めた表11、表12から明らかである。特性相関の影響は冗長型と矛盾型においてとくに顕著であり、特性相関+は関連性の型の冗長型と、特性相関-は矛盾型と強く結びついていることがわかる。したがっ

表9 情報統合の5変数別にみたSP評価反応型の度数分布

			加算	準加算	平均	減殺	準減殺	一致	中間	非中間	全体
特性 関連性	冗 因	長	56	50	70	13	16	39	13	4	261
		果	27	24	34	7	12	7	8	4	123
	独 準	立	26	24	29	12	6	12	13	1	123
		盾	23	17	32	5	6	13	10	3	109
	矛 盾	盾	36	26	50	14	11	16	28	11	192
非 論	理	10	7	7	4	3	3	4	2	40	
イ メ ー ジ の 易 さ	容	易	75	59	89	16	9	35	17	5	305
	中	間	48	45	65	18	21	28	28	8	261
	困	難	42	36	55	18	20	19	24	12	226
	不	明	13	8	13	3	4	8	7	0	56
S P 評 定 の 難 易	易 ↑	1	29	24	18	7	4	21	3	0	106
		2	25	24	21	9	4	20	3	0	106
		3	22	20	37	7	6	5	4	5	106
		4	21	20	37	2	5	7	11	3	106
	↓ 難	5	23	17	25	4	6	11	15	5	106
		6	20	11	31	10	12	5	15	2	106
		7	21	20	26	10	10	7	11	1	106
		8	17	12	27	6	7	14	14	9	106
意 味 変 化	有	評	93	78	116	26	26	37	47	17	440
		値	32	19	13	6	2	8	7	6	93
	無	39	31	64	14	15	38	12	2	215	
不	明	14	20	29	9	11	7	10	0	100	
全	体	178	148	222	55	54	90	76	25	848	

表10 情報統合の5変数別にみたSP評以反応型の観測度数(F_o)と理論度数(F_e)のズレの大きさ*とその方向**

			加算	準加算	平均	減殺	準減殺	一致	中間	非中間
特情関連性	冗因 独準 準非	長	0.03 +	0.44 +	0.04 +	0.91 -	0.02 -	4.62 +	4.61 -	1.77 -
		果	0.05 +	0.30 +	0.10 +	0.12 -	2.22 +	2.80 -	0.83 -	0.04 +
		立	0.00 +	0.30 +	0.32 -	2.03 +	0.43 -	0.08 -	0.36 +	1.90 -
		盾	0.00 +	0.21 -	0.42 +	0.60 -	0.13 -	0.18 +	0.01 +	0.01 -
		盾理	0.46 -	1.68 -	0.00 -	0.19 +	0.12 -	0.94 -	6.77 +	5.04 +
	非論	0.31 +	0.00 +	1.14 -	0.77 +	0.08 +	0.36 -	0.05 +	0.57 +	
イメージの つくり易さ	容中 困不	易	1.89 +	0.63 +	1.05 +	0.72 -	5.59 -	0.21 +	3.90 -	1.77 -
		間	0.84 -	0.00 -	0.16 -	0.07 +	1.16 +	0.00 +	0.91 +	0.01 +
		難	0.62 -	0.30 -	0.29 -	0.76 +	2.19 +	1.04 -	0.69 +	4.28 +
		明	0.13 +	0.32 -	0.19 -	0.11 -	0.05 +	0.71 +	0.78 +	1.65 -
SP評定の難易	易↑	1	2.05 +	1.64 +	3.43 -	0.00 +	1.12 -	8.45 +	4.45 -	3.12 -
		2	0.34 +	1.64 +	1.64 -	0.66 +	1.12 -	6.81 +	4.45 -	3.12 -
		3	0.00 -	0.12 +	3.08 +	0.00 +	0.08 -	3.47 -	3.18 -	1.12 +
		4	0.07 -	0.12 +	3.08 +	3.46 -	0.45 -	1.60 -	0.24 +	0.00 -
	↓難	5	0.03 +	0.12 -	0.27 -	1.20 -	0.08 -	0.01 -	3.18 +	1.12 +
		6	0.27 -	3.04 -	0.38 +	1.42 +	4.08 +	3.47 -	3.18 +	0.40 -
		7	0.07 -	0.12 +	0.11 -	1.42 +	1.56 +	1.61 -	0.24 +	1.45 -
		8	1.24 -	2.28 -	0.02 -	0.11 -	0.01 +	0.67 +	2.13 +	11.04 +
意味変化	有 評価 無	変	0.00 +	0.02 +	0.01 +	0.23 -	0.14 -	2.01 -	1.45 +	1.25 +
		化	8.00 +	0.48 +	5.28 -	0.00 -	2.59 -	0.35 -	0.21 -	3.88 +
		明	0.83 -	1.13 -	1.06 +	0.00 +	0.13 +	10.11 +	2.74 -	2.97 -
	不	2.33 -	0.37 +	0.31 +	0.98 +	3.37 +	1.23 -	0.12 +	2.95 -	

* ズレの大きさ: $(F_o - F_e)^2 / F_e$

** // 方向: ... + $F_o > F_e$
... - $F_o < F_e$

表11 特性相関と特性関連性(度数分布)

	冗長	因果	独立	準矛盾	矛盾	非論理	全体
+	162	28	13	1	1	7	212
0	95	92	101	69	40	26	423
-	4	3	9	39	151	7	213
全体	261	123	123	109	192	40	848

て、特性相関(独立変数の1測定)、特性関連性(媒介変数の1測定)および反応の型(従属変数)の3者の関係をまとめれば、次のようにいえる。相関+のセットでは両特性の間の関連性は冗長型となり、その場合には反応の型としては準加算型および一致型が多くなる。一方、相関-のセットでは関連性は矛盾型となり、中間型、非中間型あるいは減殺型の反応が現われやすい。準加算型と一致型は、いずれもsがxもしくはyと一致している型であって、どちらかといえば単純な反応の型といえよ

表12 特性相関と特性関連性(観測度数と理論度数のズレの大きさと方向)

	冗長	因果	独立	準矛盾	矛盾	非論理
+	143.46 +	0.25 -	10.25 -	25.29 -	46.02 -	0.97 -
0	9.51 -	15.31 +	25.62 +	3.94 +	32.48 -	1.83 +
-	57.80 -	25.19 -	15.52 -	4.93 +	219.02 +	0.05 -

う。特性相関が+ということは、両特性が単位形成 (unit-formation) することが容易であり、XであればYでありYであればXとなるという意味で情報は冗長であり、このことが単純な反応の型を生むことにつながるのかもしれない。一方、中間型、非中間型ではxとyが異符号である。これらは、相関が-であるため単位形成が困難となり、したがってXであればYではなくYであればXでないという矛盾型のセットと対応してくると考えられる。

2) イメージのつくり易さおよびSP評定の難易。イメージのつくり易さの要因の反応の型に及ぼす全体的効果は有意となっている ($\chi^2=233.04$, $df=21$, $p<.05$)。個々の反応の型で有意となっているのは準減殺型のみである。「容易」のときにはこの反応の型は少くなっている。その他、有意ではないが減殺、中間、非中間の各型でも同様のことがみられる。逆に「容易」の方が多くなっているのは、加算、準加算、平均、一致などの型で、被験者のいわゆる合理的な反応を示すような型である。

SP評定の難易の要因の全体的効果も有意であった ($\chi^2=110.45$, $df=49$, $p<.001$)。この効果が強く現われているのは、一致、中間、平均、非中間などの型である。加算、準加算、および一致の各型は容易なとき多く、他は困難なときに多く現われている。この効果のあらわれ方は、当然のことながら、イメージのつくり易さのそれと極めて類似している。

表13, 14はイメージのつくり易さとSP評定の難易が極めて密接な関係にあることを示している。そこで次のようにいうことができよう。イメージがつくり易いときにはSP評定も容易で、加算、準加算、一致などの反応の型が生じやすい。イメージがつくりにくいときにはSP評定も困難で、減殺、準減殺、中間、非中間という反応の型が現われやすい傾向がある。

表13 イメージのつくり易さとSP評定の難易 (度数分布)

	容易	中間	困難	不明	全体
1	74	21	7	4	106
2	58	34	7	7	106
3	54	40	6	6	106
4	31	45	22	8	106
5	34	37	26	9	106
6	19	38	39	10	106
7	20	26	54	6	106
8	15	20	65	6	106
全体	305	261	226	56	848

表14 イメージのつくり易さとSP評定の難易 (F。と F。のズレの大きさとその方向)

	容易	中間	困難	不明
1	33.78 +	4.14 -	15.98 -	1.28 -
2	10.37 +	0.06 +	15.98 -	0.00 +
3	6.62 +	1.67 +	17.52 -	0.14 -
4	1.33 -	4.70 +	1.38 -	0.14 +
5	0.44 -	0.59 +	0.18 -	0.57 +
6	9.59 -	0.89 +	4.09 +	1.29 +
7	8.61 -	1.34 -	23.47 +	0.14 -
8	14.02 -	4.88 -	47.81 +	0.14 -

つぎに、イメージのつくり易さとSP評定の容易さは、特性相関および特性の関連性と関係があると考えられる。特性相関が+で冗長型のセットでは、与えられる両特性は容易に結びついて単位を形成し、まとまった人物のイメージをつくりあげるのに貢献すると考えられる。逆に、特性相関-、したがって矛盾型では、両特性が一人の人物の中で共存し難く、それをもった人物のイメージは浮びにくいであろう。この予想は表15, 16において支持されている。4個の要因の関連はいずれも高度に有意である。そこで、反応の型に及ぼすこれら4要因の効果についてまとめれば、次のようにいうことができよう。特性相関+のセットは冗長的なもののみられ、単位形成 (すなわち両特性の結合) が容易であるため人物のイメージがつくり易く、SP評定も容易である。そして、結果的には準加算型および一致型が生じやすくなる。一方、相関-のセットは情報が矛盾したものと受とめられるので、2特性が単位を形成することが難しく、したがってイメージもつくりにくく評定も困難である。そのため減殺、準減殺、中間、非中間といった反応の型が比較的現われやすくなる。

3) 意味変容。この要因の効果も全体として有意であった ($\chi^2=56.07$, $df=21$, $p<.001$)。反応の型ごとにもみると、有意な効果がみられるのは、加算、一致および非中間の3型であるが、平均型と準減殺型でも有意水準に近い効果がみとめられた。加算型と非中間型では、「評価値変化」の場合に多いのに対し、平均型と準減殺型は逆にその場合には少くなっている。このカテゴリーは、前述のように (III-2参照) 2特性がセットにされると単独の時とは評定値が変わってくると被験者が述べている場合である。面接の記録を分析したところ、加算型においてみられる評価値変化のケースの多くは、特性XにYが加わると、X単独のときよりもその好悪の程度が極端になるという意味での変化であった。一致型は意味

表15 イメージのつくり易さおよびSP評定の難易と特性相関および特性関連性の関係
(度数分布)

		特 性 相 関			特 性 主 観 的 関 連 性						全 体	
		+	0	-	冗長	因果	独立	準矛盾	矛盾	非論理		
イメージの つくり易さ	容易	122	143	40	135	55	32	27	37	19	305	
	中間	48	162	51	67	44	47	41	48	14	261	
	困難	32	89	105	41	19	32	36	94	4	226	
	不明	10	29	17	18	5	12	5	13	3	56	
S P 評 定 の 難 易	易 ↑	1	65	32	9	72	11	4	9	8	2	106
	2	34	47	25	40	14	11	16	18	7	106	
	3	26	59	21	36	14	18	11	17	10	106	
	4	21	66	19	25	24	22	15	18	2	106	
	5	24	60	22	30	16	14	18	20	8	106	
	6	13	66	27	23	14	22	15	27	5	106	
	↓ 難	7	15	50	41	18	17	17	12	40	2	106
	8	14	43	49	17	13	15	13	44	4	106	
全 体		212	423	213	261	123	123	109	192	40	848	

表16 イメージのつくり易さおよびSP評定の難易と特性相関および特性関連性の関係
(観測度数と理論度数のズレの大きさと方向)

		特 性 相 関			特 性 主 観 的 関 連 性						
		+	0	-	冗長	因果	独立	準矛盾	矛盾	非論理	
イメージの つくり易さ	容易	27.45 +	0.55 -	17.49 -	18.04 +	2.63 +	3.38 -	3.79 -	14.88 -	1.50 +	
	中間	4.56 -	7.77 +	3.23 -	2.21 -	1.00 +	2.21 +	1.66 +	2.08 -	0.24 +	
	困難	10.62 -	4.99 -	40.98 +	11.71 -	5.79 -	0.02 -	1.67 +	35.86 +	4.15 -	
	不明	1.14 -	0.04 +	0.61 +	0.03 +	1.20 -	1.85 +	0.67 -	0.01 +	0.05 +	
S P 評 定 の 難 易	易 ↑	1	55.93 +	8.24 -	11.67 -	47.56 +	1.24 -	8.41 -	1.57 -	10.67 -	1.79 -
	2	2.12 +	0.65 -	0.10 -	1.67 +	0.12 -	1.24 -	0.42 +	1.50 -	0.81 +	
	3	0.01 -	0.71 +	1.19 -	0.35 +	0.12 -	0.45 +	0.50 -	2.04 -	5.02 +	
	4	1.14 -	3.26 +	2.18 -	1.78 -	4.85 +	2.86 +	0.14 +	1.50 -	1.79 -	
	5	0.24 -	0.96 +	0.80 -	0.21 -	0.03 +	0.12 -	1.41 +	0.67 -	1.81 +	
	6	6.88 -	3.26 +	0.01 +	2.84 -	0.12 -	2.86 +	0.14 +	0.38 +	0.00 +	
	↓ 難	7	4.99 -	0.16 -	7.76 +	6.55 -	0.17 +	0.17 +	0.19 -	10.67 +	1.79 -
	8	5.90 -	1.84 -	18.80 +	7.48 -	0.37 -	0.01 -	0.03 -	16.67 +	0.20 -	

変容無の場合に多くみられているが、この反応の型は x, y, s の3個の評定値がほとんど同じ場合であるが、その場合には意味変容は生ずることなくすんなり受け入れられるのであろう。これに対して、x と y が異符号である中間型および、非中間型では、意味変容無のケースは少くなっている。これは先に述べた単位形成の難易とも関係があるであろう。

IV 討 論

被験者は2個の特性XおよびYの好ましきの程度を21点尺度上で評定するとともに、この両特性をあわせもつSPの好一悪を23点尺度上で評定させられた。3個の評定値の関係によって、8つの反応の型が定義された。

これが本研究における従属変数である。独立変数は提示された刺激セットの3条件であった。また、被験者の

追観の記録および両特性の間の関連性の評定資料から、5個の測度が得られた。そのうち、あまり従属変数に対して効果のなかった1個を除いた4要因と、独立変数の3要因のおおのが、反応の型とどのような関係にあるかが分析された。しかし、これらの要因はまた相互に関連しているの、従属変数への効果を明らかにするためには、諸要因をばらばらにとりあげるのではなく、その関連においてとりあげなければならない。

8反応型のうち、諸要因の効き方からいって特徴的なものとして2つのグループをあげることができる。第一は準加算型と一致型、第二は中間型と非中間型である。前者は、特性相関が+で、それに応じて特性関連性が冗長型の場合に多く現われる。そのような場合には、両特性は一個の単位を形成しやすく、このためイメージがつくりやすく、SP評定が容易で、かつ両特性はセットになってもその意味が変わることは少い。準加算型も一致型も、SP評定は2特性のいずれかの評定と一致するという型であり、極めて単純な形でSP評定をしたことのあらわれとみられる。すなわち、2個のうち他方を無視して一方の特性だけでSPを考えた結果である、とみることができる。

これに対して後者は、特性相関が-で、特性関連性が矛盾型の場合に生じやすい。その場合には両特性は単位を形成し難く、そのため人物のイメージは容易につくれない。そこで矛盾を解決する一つの方法として、特性の一方（あるいは両方）の意味を変容し、なんとか統一したイメージをつくりあげようとするのであろう。両型とも2特性の評定値が異符号をとる型であり、われわれの条件操作が完全に行なわれれば生じ得なかったはずのものである。滅殺型および準滅殺型が生じやすい条件も、中間型、非中間型のそれと似ている。

なお、加算型は比較的イメージがつくりやすく、SP評定も容易であるときに現われやすいが、特性の評価値がセットになると変るといふ場合が多い。これに対して、同じくイメージがつくりやすいがSP評定はそれほど容易でなく、他方特性評価値の変化をあまり伴わないときには、平均型の反応が多く生ずる傾向が認められ

る。

本研究の結果の中で、おそらくもっとも注目されるのは、全反応の約12%が滅殺型と準滅殺型によって占められていた、という事実であろう。滅殺型とは、2特性の評定値xとyが同符号であり、しかもSP評定値sがそのいずれよりも原点（ニュートラル・ポイント）寄りであるような型である。また、準滅殺型は、xとyのうち絶対値の小さい方とsが一致する場合である。

このような型がなぜ生じたかについて、およそ2通りの説明が可能であると思われる。第一は、それは被験者のでたらめな反応によって引き起こされた、いわばエラーであるとするものである。この型の反応に意味づけをするとすれば、2特性XとYが相互にその効果（好悪次元上へのインパクト）を弱め合った結果である、としかいいようがない。ところが線型モデルではそのような特性間の交互作用は仮定しておらず、したがってそれは偶然誤差にすぎない、と解釈することになるであろう。

しかし、今一つの説明のし方がある。それは、この種の反応はけっして偶然誤差として生じたのではなく、起るべき理由があって起った、とするものである。この立場からこの問題を考えてみよう。

このことを考える手がかりとして、一人の被験者がこの種の反応をどの程度しているかを調べてみた。表17の結果によると、8セットのうち、広義の滅殺型の反応を全然していない者は45名（42%）であり、半数以上の者が少なくとも1回そのような反応をしている。この分布の形はPoison分布に近いと考えられるが（両型を合わせたものについて当てはめの検定で、 $\chi^2=7.99$, $df=5$, $p<.10$ ）、もっとも多い者は8セットのうち7セットにおいてこのような型の反応をしている。これはたんなる偶然とは考え難い。何か個人的条件がこのような反応をする傾向と結びついているのではあるまいか。

つぎに、表9によると、準滅殺型の方ははっきりしないけれど、滅殺型の反応は特性相関+よりも-のときに多くなっている。表7によって具体的なセットについてみると、もっとも多いのは「非社交的一派手な」というセットで、50人中10人がこの型の反応をしている。ま

表17 同一Ss内の滅殺型・準滅殺型反応数別にみたSsの分布

滅殺・準滅殺型のセット数		%	%	%	%	%	%	%	%	%	Σ
反応型	滅殺型	71	21	10	3	0	1	0	0	0	106
	準滅殺型	66	29	8	3	0	0	0	0	0	106
	滅殺+準滅殺型	45	33	15	10	1	1	0	1	0	106

た、表11によれば、滅殺型は特性関連性でいえば独立型で多くなっているが、表12をみると、独立型は特性相関0で圧倒的に多くなっている。これらの事実をあわせ考えると、次のようにいうことができよう。特性相関が一であるセットは、一般に特性関連性は矛盾型が多い。しかし、特性相関が一でかつ特性関連性が独立となるような場合に、矛盾型が現われやすい。

最後に、われわれの行なった先の研究(大橋ら, 1971, 1972a)の結果との関連で滅殺型について考えてみよう。そこでは、与えられる特性の相互関連性が低いと、情報統合が困難となり、加算型の反応が生じやすくなることが示されている。情報統合が困難になると、そこに与えられている以外の特性を考慮して補充しようとするため、情報量が増大し、結果として加算型の反応が出現してくるものとみられる。あるいは、情報統合が困難になると、情報としてのインパクトがより小さいと考えられる評価値の極性度の小さい特性を無視することが考えられ、その場合でも準加算型あるいは加算型の反応が生じやすくなるはずである。ところが上述のように、今回の研究においては、情報統合が困難だと、加算型とはまったく逆の反応である滅殺型や準滅殺型が出現しやすいことが示された。しかしながら、以下のように考えるならば、この結果はわれわれの今までの結果とけっして矛盾するものではない、と考えられる。

すなわち、今回の研究でわれわれが操作した特性間の相関は、+、0、-の3水準である。このうち、相関が一の条件は、情報統合の困難度という観点からすれば、極度に困難である部類に入るものといわなければならない。情報統合が極度に困難な場合には、与えられた以外の特性を考慮し、なんとか補充して一応のイメージをつくったとしても、SP評定に確信がもてず、それが尺度の原点寄りの評定を促したと考えられる。あるいは、他の特性をもって補充しようともせず、情報統合自体を断念してしまって、たんに「よくわからない」とか「なんともいえない」として、原点あるいは原点寄りの評定をしたのではないかと考えられる。こうして、情報統合がきわめて困難なときには、滅殺型ないし準滅殺型の反応が出現してくるものと考えられる。

このように考えれば、情報統合の困難度は、それがあがる程度までのときには加算型の反応を生じさせるように働くが、臨界点を越えて極度に困難な域に至れば、逆に滅殺型の反応を生じさせるものと理解される。

以上は滅殺型の反応の生ずるのが、けっしてランダムな誤差によるのではなくて、起きるべくして起きたのだという立場に立って、そのプロセスを推定した結果であ

る。ところで、特性相関が正で冗長型の特性関連性をもつセットにおいては、上の場合と逆に両特性が単位を形成するのが容易であり、イメージはつくりやすくなる。そのため情報は相互に矛盾することなく、SP評定の絶対値が特性評定のそれよりも低くなることはない。そして結果としては一致、準加算、あるいは加算といった反応型が生じやすくなると考えられる。表9, 11をみると、これらの反応の型は事実相関-よりも+の条件に、また関連性が矛盾型よりも冗長型の場合により多く現われている。一致型ではとくにその傾向が明白である。表7からそのようなセットは「感じのよい-暖い」および「感じのわるい-冷い」によって代表されるとみなすことができよう。

なお、印象形成における情報の redundancy 効果のについて、最近いくつかの研究が報告されているが、これらの結果と本研究の結果は食い違っているところが見られる。Dustin, & Baldwin (1966), Wyer (1968, 1970), Schmidt (1969), および Kaplan (1971) などの研究では、いずれも情報の redundancy がSP評定の極性度を低める働きがあることが示されている。もしそうだとすれば、本研究の場合、特性相関が+から0になるにしたがって、また特性関連性が冗長型から独立型になるにしたがって、滅殺型、準滅殺型が少なくなり、逆に加算、準加算(あるいは一致)などの型が多くなるはずである。しかし、表9, 11にみられるように、あまり明確ではないにしても、むしろ逆の傾向がうかがえる。上記の諸研究と本研究とでは、独立変数としての実験条件の設定のし方や、従属変数としての反応の型のとらえ方が異なるので、そのまま単純に比較することはできない。ただ、本研究で媒介変数として位置づけた諸要因相互の間、およびそれらと独立変数の間には、複雑ではあるが一定の関連があることは明白となった。それらを手がかりとして、印象形成にさいしての被験者の内的過程をいっそう詳細に分析する方途を確立していかなければならないであろう。

V 要 約

われわれの以前の研究の結果をうけて、言語的に与えられる情報をどのように処理して刺激人物に対する評価が決定されるか、その過程を明らかにすることが本研究の目的である。このため、被験者に個別に面接し、応答を録音し、その分析資料をもとにして、印象形成にさいしての被験者の内的過程について明らかにしようとした。

被験者は女子大学生、106名。各2個の特性よりなる8個のセットを与えられ、特性評定およびSP評定を求

められた。その後、3個の評定値がなぜそのような値をとったか、評定値の修正をしているときにはその理由、SP評定にさいして両特性のどちらを重視したか、与えられた2特性以外にSPの属性として附加したものがあつたか、具体的人物を連想したか、両特性の意味はセットにされたことにより単独の場合と変ってきたか、イメージがつくり易かったか、などについて質問した。また、両特性の主観点関連性について評定を求めた。これらの資料をまとめて、媒介変数の5測度が求められた。

与えられた刺激セットは、特性評価値、その開き、その相関という3条件について操作された。操作は意図どおりになされたという証拠があつた。この3要因が独立変数の測度として用いられた。

従属変数としては、両特性の評定値とSP評定値の関係によってきまる8つの反応の型が設定された。すなわち、加算型、準加算型、平均型、減殺型、準減殺型、一致型、中関型および非中関型である。

この反応の型を外部基準とし、独立変数の3要因および媒介変数の5要因を説明変数として数量化の方法第2類を用いて判別分析をした。しかし相関比(η)は0.37と高くはなかつた。そこでよりプリミティブな方法によって諸要因と反応の型の関連性が分析された。

得られた結果の中でもっとも注目されるのは減殺型および準減殺型の反応が約12%にも及んだ事実である。これは加算性とは逆方向へのSP評定の偏奇を示すもので、これまで提唱されてきた情報統合に関する諸モデル(それらはすべて線型モデルである)によっては説明され得ない。その立場からはこれはでたらめ反応とみなされるような性質のものである。しかし、特性の交互作用を考えることによって、この種の反応が生ずる可能性が説明される、ということが討論された。

文 献

Anderson, N. H. 1962 Application of an additive

moel to impression formation. *Science*, **138**, 817-818.

Dustin, D. S., and Baldwin, P. M. 1966 Redundancy in impression formation. *Journal of Personality and Social Psychology*, **3**, 500-506.

林知己夫・村山孝喜 1964 市場調査の計画と実際. 日刊工業新聞社

Kaplan, M. F. 1971 The determination of trait redundancy in personality impression formation. *Psychonomic Science*, **23**, 280-282.

大橋正夫・小川浩・長戸啓子・長田雅喜・三輪弘道・千野直仁 1971 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——名古屋大学教育学部紀要(教育心理学科), **18**, 43-60.

大橋正夫・長田雅喜・長戸啓子・小川浩・千野直仁・三輪弘道 1972 a 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(2)——多刺激提示条件と単一刺激提示条件の差異について——名古屋大学教育学部紀要(教育心理学科), **19**, 27-41.

大橋正夫・三輪弘道・長戸啓子・平林進 1972 b 写真による印象形成の研究—序報—名古屋大学教育学部紀要(教育心理学科), **19**, 13-25.

Schmidt, C. F. 1969 Personality impression formation as a function of relatedness of information and length of set. *Journal of Personality and Social Psychology*, **12**, 6-11.

Wyer, R. S. 1968 The effects of information redundancy on evaluation of social stimuli. *Psychonomic Science*, **13**, 245-246.

Wyer, R. S. 1970 Information redundancy, inconsistency, and novelty and their role in impression formation. *Journal of Experimental Social Psychology*, **6**, 111-127.

STUDIES ON THE INFORMATION-PROCESSING IN THE IMPRESSION FORMATION OF PERSONALITY (3)

—An Approach by Means of Interview Method—

Masao OHASHI, Hiroshi OGAWA, Masayoshi OSADA, Naohito CHINO,
Keiko NAGATO, Hiromichi MIWA, and Susumu HIRABAYASHI

To continue our previous investigations (Ohashi, et al, 1971; 1972a), we aim, in the present study, at casting some light upon the problem that how one's information-processing is made in the formation of personality impression concerning the Stimulus-Person (SP), given only verbal information. In order to analyze the process in detail, it is required, we decided on the bases of our previous findings, to use an interview method.

One hundred and six female undergraduates served as Ss. They were given 8 sets of stimulus, each of which is composed of two personality traits, and asked to rate the desirability of traits and SP represented on 21- and 23- points-scales. Completing the ratings, they were asked to answer the following questions:

- 1) Why did they make the ratings on the particular points?
- 2) Why did they make corrections, if any, of the ratings?
- 3) Which trait did they make more of in the SP-rating?
- 4) Did they add any traits to SP, besides the two given?
- 5) Did SP remind them of a real person?
- 6) Did the denotation of each trait change when presented in a set from when presented alone?
- 7) Was it easy or difficult to make an image of SP in mind?

Ss were also asked to rate the degree of relatedness of the two traits.

The independent variables in the present research were as follows: 1) the desirability of the traits composing the sets, 2) the difference of the desirabilities between the two traits, and 3) correlation between rating values of the two. Five measures derived from the data other than the desirability ratings were treated as the so-called intervening variables. The dependent variable was the relationship among the three rating values in the set. Eight response sets were discriminated: *the additive*, *the quasi-additive*, *the reducing*, *the quasi-reducing*, *the concurrent*, *the intermediate*, and *the non-intermediate*.

A discriminant analysis was carried out using Hayashi's Method of Quantification, No. II. The outer criterion was the eight [response] sets, and the accounting variables were three measures of the independent variable and five measures of the intervening variable. The obtained correlation ratio did not exceed .4. We analyzed, then, the relationships among various measures using a more primitive method: by means of contingency tables. As interesting enough, it was found that *the reducing* and *the quasi-reducing* response sets, which could not be explained rationally by any linear models, appeared as much as 12 percents of all. The fact suggests, we believe, that the very process of personality impression formation might be approached from the Gestalt standpoint rather than from the mosaic standpoint. The most important difference between the two views is that the latter does not assume any interactions among traits composing the set.