

言語的情報によるパーソナリティ印象の形成

— 意味変容の有無の検討および自由記述 —

の分析による質的アプローチ —

長田 雅喜¹⁾ 大橋 正夫 三輪 弘道²⁾ 小川 浩³⁾

問 题

人は、しばしば、当の人物と出会う以前に、評判とかうわさなどの言語的情報をとおして、彼に対するパーソナリティ印象を形成する。未知の人物についての印象形成は、その人物との直接的な出会いによることが多い一般的であるが、本研究の関心は、主として言語的情報による印象形成におかれている。

言語的情報による印象形成の研究は、Asch(1946)によって始められたが、1960年代に入ってから非常に多くの研究が行なわれるようになった。こうしたことの背景には、情報統合に関する代数モデルが相次いで提出され、しかも言語的情報を用いれば条件統制が容易であることにより、言語的情報による印象形成の研究をとおして広く各種の情報統合のメカニズムを解明できるかも知れないという可能性が出てきたことが考えられよう。

かつて Asch は、個々の情報から全体としての印象は説明し得ないという構造観の立場に立って印象形成を説明したのであるが、現在興味のもたれている問題は、未知の人物のパーソナリティについていくつかの特性が知られるとき、そこに含まれる個々の特性から単独に得られるそれぞの印象にもとづいて、人物全体についての印象が予測できるかどうかということである。その場合、印象の全体構造はほとんど問題にされず、評価次元の「好きなーきらいな」の評定に焦点があてられている。すなわち、研究の関心は、ある未知の人物の特徴としていくつかの特性が知られたとき、個々の特性に対する評価値がわかれば、その人物に対する評価値が予測できるか、という問題に専ら向けられているといえる。これは、評価次元が重要であるからということもあるが、評価次元を素材として研究をすすめているという見方もできる。

こうした評価値の予測に答えようとする代表的な代数モデルとして、Anderson(1962, 1965, 1968) の平均モデル (averaging model)* と、Fishbein (1968) の加算ないし総和モデル (additive or summation model) がある。与えられる特性に対する評価値が同符号でばらつきのある場合を例にとってみると、平均モデルでは、人物に対する評価値が特性の評価値の範囲内にあるとの立場をとるのに対して、加算モデルでは、特性の評価値の範囲外にあって、より極端な値をとるとの立場に立っている。したがって、人物に対する評価値が特性の評価値の範囲外にあって、より中性点寄りの値、さらには異符号側の値をとる場合を除いては、基本的には平均モデルか加算モデルかのいずれかの予測域に落ちることになり、言語的情報によるパーソナリティ印象の形成を、平均モデル対加算モデルの問題として考察してみることができよう。

平均モデル対加算モデルの問題に関しては、すでに多くの研究が試みられているが、その多くは平均モデルを支持する結果を得ている。しかしながら、加算モデルと比較して平均モデルの優位性は否定できないとしても、細かくみて、平均モデルがよりよく適合するのはどのような場合か、換言すれば加算性があらわれてくるとすればどのような条件のときか、ということになると問題は複雑になる。

内容的にみてほとんど同一ともいえる特性をいくつかセットにして提示しても、もし情報の確からしさが高まるという効果がないと考えれば、それは1つの特性を提示した場合とほとんど変わらないことが期待され、そこで冗長な特性がセットになった場合には平均モデルがよりよく適合し、逆に非冗長的な特性がセットになった場合には、加算性があらわれてきて平均モデルの予測の精度が低下してくるのではないかと考えられる。このような

1) 名古屋大学教養部助教授

2) 名古屋女子大学教授

3) 愛知県がんセンター研究所疫学部研究員

* 平均モデルは、初期には各特性の重みを等しいとする単純平均モデルの形で提唱されたが、その後加重平均モデルが一般的になっている。以下、平均モデルと呼ぶときは、すべて加重平均モデルをさす。

言語的情報によるパーソナリティ印象の形成

考えに立って、Dustin & Baldwin(1966)は、情報の冗長性を考慮したモデルを提唱している。しかし、強化理論の見地から同じく冗長性の効果に注目した Feldman(1968)は、冗長な情報は相互に評価値を強化し合う効果をもつたため、むしろ加算性の成立を促すという考えに立って、Dustinらとは対立するモデルを提出している。すなわち、Dustinらのモデルを低減的冗長性モデル(*reductive redundancy model*)というならば、促進的冗長性モデル(*facilitative redundancy model*)ともいるべきモデルを提出している*。実証的研究の結果によれば、ポジティブな特性が組み合わさった場合には、Dustinらのモデルがよく適合し、逆にネガティブな特性が組み合わさった場合には、Feldmanのモデルが適合する傾向が認められる。冗長性モデルにしても、このような混乱を示している。

ここに、平均モデルについて、それが基本とする前提を問い合わせてみて、モデルのもつ今後の可能性ないし限界を明らかにしておく必要があるように思われる。なぜなら、印象形成の研究の究極の目標は、形成される印象の予測にあるのではなく、当然形成過程そのものの解明にあるわけであり、その点でこうしたモデルが今後精密化されていきさえすれば、形成過程の解明のための有効な道具になりうるかどうかは、それが前提としている仮定の真偽にかかわっているといえるからである。

Anderson(1971)によれば、態度変容の理論として知られるOsgood & Tannenbaum(1955)の適合性理論(*congruity theory*)も、きわめて特殊な平均モデルの1つであるという。適合性理論が、現代社会心理学において理論面の1つの潮流となっている認知的一貫性理論(*theories of cognitive consistency*)の一角を占めていることから考えると、平均モデルには、人が複雑な刺激状況を単純化して認知しようとする傾向が仮定されているといえる。では、そのような認知的単純化(*cognitive simplification*)が、どのような形で平均モデルに組み込まれているのか。平均モデルでは、いくつかの特性がセットになっても、個々の特性の尺度値(*scale value*)は変わらないという意味不变説に立脚している。すなわち、個々の尺度値は不变で、ただそれらの重み(*weight*)が変化するだけであると仮定している。その場合、重みの和は全体で1になるとされており、したがって組み合わさる諸特性の布置いかんによって、それぞれの特性の相対的な重みが変化してくるとされる。そこで、各特性の重みづけは、

一般には個々の特性の重みを減ずるという*discounting*の形をとることが考えられる。こうした*discounting*の過程が認知的単純化の1つの形であるとみなすことができよう。そして、*discounting*として、*redundancy discounting*, *inconsistency discounting*, *attention discounting*などが想定されているのである。

このような仮定に立つ平均モデルに、印象形成過程の解明の有効な道具になりうる余地があるかどうかは、モデルが前提としている意味不变説が確実なものであるかどうかにかかっていると考えられる。

かつて Asch(1946)は、意味変容説を唱え、また最近においても意味変容に関するいくつかの吟味が行なわれたが(Hamilton & Zanna, 1974; Kaplan, 1971; Wyer, 1974), 今のところ、意味変容を積極的に支持する資料もなければ、また積極的に否定する資料も得られていないといってよい。

そこで本研究は、意味不变説の正否を吟味してみることを目的とする。その場合、本研究は、いくつかの特性がセットになっても、個々の特性の評価値が不变であるかどうかは、評価次元以外の他の諸次元における意味変容を伴わないかどうかによって把握することができるであろうという考えに立つ。他の次元で何の意味変容も確認されなければ、他の次元のことを考えることなく評価次元だけで、特性の重みの変化としてみていくことが可能であり、一方他の次元で何らかの意味変容が生ずるとなると、それが評価次元にもかかわりをもってくると考えられるので、単に特性の重みの変化として片づけられないことになると考えられるからである。

では、いま仮に、評価次元のほかに、パーソナリティの諸次元を網羅するようなさまざまな尺度を用意し、それらの尺度に特性Xから推論される印象、特性Yから推論される印象、および特性XとYとをセットにしたときの印象をそれぞれ評定させた場合、特性XにもYにも単独にはなかった意味が、両特性がセットになると発生するしたら、それは評価次元以外の尺度上に、どのような形となって射影されるであろうか。ある尺度における特性Xの評定値をx、特性Yの評定値をy、特性XとYのセットの評定値をsで表わすなら、 $x \cdot y \cdot s$ が次のような関係になったときに、セットになると個々の特性にはない意味が出てくるとみなすことができる。

(1) xとyに対して、sが異符号側にあるとき、個々の特性から推論される意味とはまったく逆の意味が発生することになり、これこそ完全な意味変容であるとみなすことができる。

さらに、(1)のような完全な意味変容とはいえない

* これら2つのモデルの名称は、Bryson(1974)による。

が、個々の特性にはないものが出でてくるということを広く解釈すると、以下のような意味変容も考えられよう。

(2) x, y, s がともに同符号であるが、 s がもっとも中性点寄りにあるとき、個々の特性にある意味が弱められた、あるいは消失したとみなすことができる。

(3) x, y, s がともに同符号であるが、 s がもっとも極寄りにあるとき（代数モデルの用語に従えば、加算性があらわれたときということになる）、個々の特性にある意味がより強められたとみなすことができる。

(4) x と y とが異符号で、 s は同符号の x または y よりも極寄りにあるとき、いわば(1)と(3)の折衷した形であり、一方からみれば逆の意味が発生したことになり、他方からみても意味が強められたとみなすことができる。

このようにみると、こうした形で意味変容を検討することは、とりもなおさず評価次元以外の印象次元についても、平均モデルが適合するかどうかを吟味してみることに通ずることがわかる。上述の(1)～(4)に照らして意味が不变であるなら、それは評価次元以外の諸次元において平均モデルが成り立つことを意味するからである。したがって、平均モデルの検討が評価次元をあくまで1つの素材として行なわれてきたとみなすことができる。そしたら、そのことと平均モデルが意味不变説に立脚していることとは、理論的にはある意味で整合しているともいえるわけである。評価次元以外の次元に、平均モデルを適用してみた研究例は少ないが、Hamilton & Huffman (1971) がこれを試みている。その結果によれば、勢力 (potency) の次元では評価次元とほぼ同様な結果が得られたが、活動 (activity) の次元ではやや異なることが見出されている。

本研究は、さまざまな印象評定尺度を用いて、意味変容が認められるとき、どのような変容が認められるかを検討することを目的とするが、合わせて諸次元における平均モデルの適用可能性をみてみることになる。

以上、平均モデルが前提としている意味不变説を確かめてみることの意義とその方法論について述べてきたが、このこととは別に、本研究はもう1つのことについて検討することを目的とする。

それは、印象形成の研究において、印象の自由記述を分析していくという質的アプローチが、どれだけ有効かをみてみることである。たとえ、上述したような形で意味不变が立証され、この種のモデルによる印象の予測に関する研究が、やがて印象の形成過程そのものの解明へつながっていくことが考えられたとしても、それと並行して、内的過程を被験者に供述させるという直接的な方法が採用される必要があると考えるからである。

Asch (1946) は、人物像の自由記述とチェック・リストへの回答といういわば質と量の両面から研究をすめたし、また Beach & Werthcimer (1961) は、自由記述の分析が印象形成における性差の研究に非常に有効であることを報告している。しかしながら、従来の研究では、分析のしやすさと代数モデルの出現とが相まって、印象の評定による量的アプローチに重点が置かれ、自由記述による質的アプローチは顧みられなかったといえる。ところが、モデルによる予測と実際の結果とがずれた場合、そのずれのもつ意味を解釈するとなると、量的な分析からだけではきわめてむずかしいことが多いのである。たとえば、すでに述べたようにポジティブな特性では冗長であれば平均モデルがよく適合するのに、ネガティブであると適合しにくくなることはわかっているが、なぜそうなるかという解釈になると、Bryson (1974) をはじめいくつかの研究が解釈を試みてはいるものの、量的な分析だけで容易に迫れないものがある。

われわれは、量的な予測から、さらに過程の解明へとすむためには、自由記述の分析による方法が不可欠であると考え、すでに面接法によって資料を幅広く集めることを試みた（大橋ほか、1978）。今回の研究では、さまざまな特性をペアにした刺激セットについて、多数の被験者に自由記述を求め、その中から印象形成過程の解明に資すると判定される資料を集めてみることにより、自由記述による質的アプローチの有効性をみてみる。

以上をまとめれば、本研究の目的は、(1)平均モデルが前提としている意味不变説が妥当なものであるかどうか、合わせて評価次元以外の諸次元においても平均モデルが成り立ちうるものかどうかを検討すること、(2)自由記述の分析という質的アプローチが印象形成過程の解明にとって有効であるかどうかをみてみること、の2つである。

方 法

1. 印象評定のための尺度の選定

印象評定の尺度としては、表1に示すような10尺度を選んだ（表において、左側にポジティブな特性、右側にネガティブな特性が並べてある）。これは、大橋ほか (1978) の人物写真による印象形成の研究に、そのよりどころをおいている。すなわち、大橋らは、種々な資料から集めた105の尺度を、水野 (1972) による系統的項目分類法を用いて10個のクラスターにまとめていくが、これらの各クラスターから1つずつ尺度を選び、これらにさらに評価次元の「好きな—きらいな」を加えた11尺度をもって、印象評定を求める尺度とした。11の尺度はいずれも7点尺度である。なお、各尺度の対語の左右の配置は、実際にはランダムである。

言語的情報によるパーソナリティ印象の形成

表1 印象評定のための尺度(印象尺度)

尺度番号	尺度項目
1	積極的な——消極的な
2	心のひろい——心のせまい
3	責任感のある——責任感のない
4	重厚な——軽薄な
5	うきうきした——沈んだ
6	親しみやすい——親しみにくい
7	自信のある——自信のない
8	なまいまいきでない——なまいまいきな
9	親切な——不親切な
10	感じのよい——感じのわるい
評価	好きな——きらいな

注：尺度はいずれも7点尺度である。

2. 刺激セットの構成

言語的情報として与える刺激セットとしては、もっとも簡単な2特性から成るセット(2サイズセット)をとりあげることにした。まず、上述のクラスターでいえば、「うきうきした—沈んだ」と同じクラスターに属する社交性をとりあげ、この対語である「社交的な」と「非社交的な」のそれと、表1の各尺度の対語とを組み合わせて、 2×20 の40種の2サイズセットを構成した。こうして、「社交的な」と「うきうきした」とから成るような冗長なセットから、「社交的な」と「沈んだ」とから成るような矛盾したセットまでのさまざまな2サイズセットが構成された。社交性をとりあげたのは、Hamilton & Huffman(1971)による研究で、先述のように活動の次元がやや特異であったことによる。しかし、このようなセットだけでは、社交性に関係した結果しかみてみることができない。飯島(1961)によると、未知の人物と対面した場合に形成される印象の次元として、社会的活動性と道徳性と魅力性の3次元があるという。社交性は、社会的活動性に含まれるものであるので、残り2つについても検討してみる必要があると考えられた。そこで、道徳性としては親切さを、また魅力性としては感じのよさをとりあげることにした(飯島のいう魅力性には、本研究で評価次元と呼んでいる「好きな—きらいな」が含まれるので、感じのよさは、評価次元と冗長な関係にあるものと考えられる)。親切さと感じのよさの尺度は、表1に含まれている。そこで、親切さの対語と、表1の他の尺度の対語とを組み合わせて36セット、そして感じのよさの対語と、表1の他の尺度の対語(親切さの対語は除く)とを組み合わせて32セットが構成された。社交性、親切さ、感じのよさの各対語を特性Xとし、これらと組み合わされる特性を特性Yと呼ぶならば

(以下このように呼ぶ)，そのリストは表2に示す如くである。本研究でとりあげる、特性XとYから成る刺激セットの種類は、全部で108ということになる。

表2 刺激セット(特性XとYを1つずつ組み合わせて構成されるすべての2サイズセット)

特性X		特性Y	
ポジティブ	ネガティブ	ポジティブ	ネガティブ
社交的な	非社交的な	積極的な	消極的な
		心のひろい	心のせまい
		責任感のある	責任感のない
親切な	不親切な	重厚な	軽薄な
		うきうきした	沈んだ
		親しみやすい	親しみにくい
感じのよい	感じのわるい	自信のある	自信のない
		なまいまいきでない	なまいまいきな
		親切な*	不親切な*
		感じのよい**	感じのわるい**

* 特性Xとして、「親切な」、「不親切な」、「感じのよい」、「感じのわるい」が用いられるときは、省く。

** 特性Xとして、「感じのよい」、「感じのわるい」が用いられるときは、省く。

3. 被験者

被験者は、愛知・岐阜・三重3県下の7大学の男子大学生2,592名である。各刺激セットに24名ずつ割り当てられた。

4. 手続き

特性Xとして社交性の対語を用いる刺激セットと、親切さおよび感じのよさの各対語を用いる刺激セットの場合とでは、手続きが多少異なっており、また実施時期も約5ヵ月ずれている。

特性Xが社交性の対語である刺激セットの場合は、1人の被験者には、ある1つの刺激セットについて、まず特性Xから推論される印象、特性Yから推論される印象、次いで特性XとYのセットから推論される印象が、それぞれ自由記述と尺度への評定の両面から問われた。すなわち、それぞれの印象について、まずウォーミングアップをかねて、「そのような特徴をもつ人物は、どんな場面でどんなことをする人か」をできるだけ詳しく自由記述するように求め、その後で印象尺度への評定が求められた。そのさい、言語的情報として与えられる特性の程度は、7点尺度上ではいえば、尺度の極から1点ずつ内側に寄った+2または-2の点に相当することであること、また人物としては同性でほぼ同年輩の者を想定すること

が教示された。なお、印象評定では、個々の評定の確信度をも4段階評定でとらえた。

特性Xが親切さと感じのよさの各対語である刺激セットの場合は、1人の被験者には、ある1つの刺激セットについて、そのセットから推論される印象だけが問われ、個々の特性から推論される印象は問われなかった。これは、時期的に先に実施した社交性を特性Xとする研究で、個々の特性の印象に関する資料が、他の被験者から得られていたので、それを利用することにしたためである。^{*}自由記述ならびに印象評定など、その他の点に関しては、上述の手続きとまったく同様である。

結 果

表3 特性評定値の範囲外へのセット評定値の逸脱度(平均) — 特性Xが社交性の場合 —

特性X 印象尺度	社 交 的 な											非 社 交 的 な												
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	評価	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	評価		
積 極 的 な	-	.33		.16				.12	.29		.16	-		.16						.12	.07			
心 の ひ り い		-						.25	.25		.04		-	-										
責 任 感 の あ る	.16	.17	-				.09	.21	.46	.30											.08			
重 厚 な		.57	-	-			.28	.30		.13											.63		.08	
う き う き し た	.21			-		.10		.29	.04		.03										.33			
親 し み や す い		.04		.13	.04	-																		
自 信 の あ る																								
な ま い き で な い		.17	.21				.08																	
親 切 な																								
感 じ の よ い																								
消 極 的 な	-																							
心 の せ まい			-	.75	.29																			
責 任 感 の な い				-																				
軽 薄 な					-		.04																	
沈 ん だ						-																		
親 し み に く い							-																	
自 信 の な い								-																
な ま い き な									-															
不 親 切 な										-														
感 じ の わ る い											-													

注：印象尺度は番号で示されているが表1を参照。表において空欄は、セット評定の平均値 \bar{x} が特性評定の平均値 \bar{y} と \bar{y} の間にあることを示す。

* P < .05 ** P < .01

* 特性Xとして社交性の対語を用いた場合に、それぞれの特性Yの印象について、48名分の資料が得られたわけであるが、このうち特性Yの印象を最初に答え

1. 意味変容の有無の分析

評価次元以外の諸次元(尺度)における意味変容の有無をみてみると、すでに指摘したように、それらの次元において平均モデルが適用可能であるかどうかを検討してみることでもある。意味変容には、(1)逆の意味の発生(完全な意味変容)、(2)意味の弱化ないし消失、(3)意味の強化、(4)これらのうち(1)と(3)の混合したもの、の4種類の変容が考えられるが、これらの4つの場合に共通していることは、ある尺度上において、個々の特性の評定値の範囲から、セットの評定値が逸脱するということである。したがって、そのような逸脱を示すのは、どのような刺激セットで、またそれはいかなる尺度においてあるかをみていくことになる。い

言語的情報によるパーソナリティ印象の形成

ま、7点尺度上のそれぞれの評定に+3~-3の得点を与えて算出した特性Xの当該尺度での評定平均値を \bar{x} 、特性Yの評定平均値を \bar{y} 、特性XとYのセットの評定平均値を \bar{s} とするならば、 \bar{s} が \bar{x} と \bar{y} の範囲から有意に逸脱したとき、すなわち、 \bar{x} および \bar{y} と、逸脱した \bar{s} との間に有意差が認められるときに、特性Xと特性Yが本来個々にもっている意味が何らかの変容を示したといえるという立場に立って結果をみていくことになる。

表3は、特性Xとして社交性の対語を用いた刺激セットについての結果であり、 \bar{x} と \bar{y} の範囲からの \bar{s} の逸脱度を示したものである。数値は、逸脱した \bar{s} と、 \bar{x} と \bar{y} のうち \bar{s} に近い値の方との差の絶対値で示されている。また表において空欄となっている個所は、 \bar{s} が \bar{x} と \bar{y} の範囲内にある場合である。特性Xが「社交的な」の場合に、 \bar{s} の逸脱度が有意なのは、特性Yとして「なまいきでない」が組み合わさったときの「親切なー不親切な」の尺度においてだけである。この場合、 \bar{x} も \bar{y} も「親切な」の方向にあるが、 \bar{s} はそれよりも有意に極寄りであり、したがって「親切な」の意味がより強められているといえる。これに対して、特性Xが「非社交的な」場合は、 \bar{s} の逸脱度が有意なのは、特性Yとして「消極的な」

が組み合わさったときの「うきうきしたー沈んだ」の尺度と、「責任感のない」が組み合わさったときの「心のひろいー心のせまい」の尺度と、「軽薄な」が組み合わさったときの「感じのよいー感じのわるい」の尺度の3つであり、いずれも個々の特性にある意味（それぞれ「沈んだ」、「心のせまい」、「感じのわるい」という意味）が強められた形のものである。これらは、いずれもネガティブな特性だけから成るセットにおいて生じており、しかも前の2つにおいては、評価次元の「好きなーきらいな」の尺度でも、 \bar{s} が有意に逸脱している点が注目される。この評価次元の逸脱は、ともに加算性のものである。

次に、特性Xとして親切さの対語を用いた刺激セットについてみてみよう。結果は、表4に示すとおりである。特性Xが「親切な」場合には、 \bar{s} が \bar{x} と \bar{y} の範囲から有意に逸脱している個所は1つもなく、また評価次元についても有意な逸脱を示すセットは1つもない。これに対して、特性Xが「不親切な」場合には、特性Yとして「親しみやすい」が組み合わされると、 \bar{s} は \bar{y} とは異符号で、 \bar{x} とは同符号であるが、その \bar{s} が \bar{x} よりも有意に極寄りであるという尺度が2つもみられる。すなわち、「親しみやすい」の中にある「責任感のある」と「重厚

表4 特性評定値の範囲外へのセット評定値の逸脱度(平均) — 特性Xが親切さの場合 —

特性X 印象尺度	親切な										不親切な									
	1	2	3	4	5	6	7	8	10	評価	1	2	3	4	5	6	7	8	10	評価
積極的な	—	.04									—	—		.63						.67
心のひろい	.04	—	.46			.08	.37				.04	.34								
責任感のある	.08		—								.04	.13								.08
重厚な			.08	—							.16	.17								.62
うきうきした																				.46
親しみやすい	.33			.09							.12	.38	.25	.84						.37
自信のある	.41			.25	.29	.16														.41
なまいきでない					.38															
感じのよい	.50																			
消極的な	—																			.29
心のせまい																				
責任感のない																				
軽薄な																				
沈んだ																				
親しみにくい																				
自信のない																				
なまいきな	.63																			
感じのわるい	.08																			

注：表3の注を参照。印象尺度の欠番の9は「親切なー不親切な」の尺度である。

な」の意味がまったく消失し、「不親切な」の中にある「責任感のない」と「軽薄な」の意味がいっそう強められるという特異な意味変容が認められる(先述の意味変容の分類に従うなら、(4)の型の意味変容ということになる)。さらに特性Xが「不親切な」の場合、特性Yとして「うきうきした」が組み合わさったときの「責任感のある—責任感のない」の尺度と、「親しみにくい」が組み合わさったときの「積極的な—消極的な」の尺度と、「軽薄な」ないし「責任感のない」が組み合わさったときの「なまいきでない—なまいきな」の尺度とにおいて、 \bar{s} が有意に逸脱している。これらは、いずれも個々の特性にある意味(それぞれ「責任感のない」、「消極的な」、「なまいきな」という意味)が強められたものである。これらのうち、「不親切な」と「責任感のない」のセットでは、評価次元においても有意な逸脱が認められる。これも加算性のものであり、やはりネガティブな特性から成るセットである点が注目される。

次に、特性Xとして感じのよさの対語を用いた刺激セットについてみてみると、結果は、表5に示す如くである。「感じのよい」と、「積極的な」が組み合わさったときの「心のひろい—心のせまい」の尺度と、「軽薄な」が組み合わさったときの「うきうきした—沈んだ」の尺

度と、「自信のない」が組み合わさったときの「なまいきでない—なまいきな」の尺度とにおいて、 \bar{s} が有意に逸脱している。いずれも個々の特性にある意味(それぞれ「心のひろい」、「うきうきした」、「なまいきでない」という意味)が強められたものである。さらに、「感じのわるい」と「うきうきした」のセットで、「重厚な—軽薄な」の尺度において有意な逸脱が認められるが、これも両特性にある「軽薄な」の意味がさらに強められた形のものである。しかし、表5においては、評価次元で有意な逸脱が認められるものは1つもない。

以上の結果をまとめてみると、次のようになる。 \bar{s} が、 \bar{x} および \bar{y} と異符号で、しかも \bar{x} および \bar{y} と有意差(5%水準)の認められるような形の完全な意味変容は、本研究の結果をみる限り皆無である。また、 \bar{s} が \bar{x} および \bar{y} と同符号で有意に中性点寄りである意味の弱化ないし消失も皆無である。しかし、 \bar{s} が \bar{x} および \bar{y} と同符号で有意に極寄りである意味の強化(代数モデルの用語に従えば加算性)は、108セット中の12セットにおいて、いずれも10尺度中のいずれか1つの尺度で出現している。これらのうち、4セットはポジティブとネガティブの両方の特性から成るセットであるが、残り8セットのうち6セットまでがネガティブな特性だけから成るセット

表5 特性評定値の範囲外へのセット評定値の逸脱度(平均)——特性Xが感じのよさの場合——

特性X 印象尺度	感じのよい										感じのわるい									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	評価	1	2	3	4	5	6	7	8	9	評価
積極的な	—	1.09**	.54	.41	.09	.04	.33	—	—	—	.21	—	—	.08	.46	—	—	—	—	—
心のひろい	.20	—	—	—	—	.42	.13	.09	—	—	.044	—	—	.18	—	—	—	—	—	—
責任感のある	.38	.54	—	—	—	—	—	.38	—	—	.18	—	—	.46	—	—	—	—	—	—
重厚な	.54	—	—	—	—	—	.13	.13	—	—	.1.04	—	—	.50	.18	—	—	—	—	—
うきうきした	.16	—	—	—	—	.13	—	.08	.17	.30	.08	—	—	—	—	—	—	—	—	—
親しみやすい	—	.16	—	—	—	.08	—	.17	.30	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
自信のある	.46	.21	—	—	—	.04	—	—	.13	.38	—	—	—	.13	—	—	—	—	—	.04
なまいきでない	.17	—	.05	—	—	.04	—	—	.13	.38	—	—	—	.13	—	—	—	—	—	—
消極的な	—	—	.16	—	—	—	.84	—	—	—	.46	—	—	.09	.25	—	—	—	—	—
心のせまい	—	—	.62	.21	—	—	—	—	—	.04	—	—	.12	.50	—	—	—	—	—	.09
責任感のない	—	—	.08	.37	—	—	—	—	—	.17	.25	—	—	—	—	—	—	—	—	.54
軽薄な	—	—	.50*	—	—	—	—	—	—	.33	.62	—	—	—	.50	.04	—	—	—	.04
沈んだ	—	.29	—	—	—	—	—	.17	—	—	.08	.50	—	—	—	.50	.04	—	—	.12
親しみにくい	—	—	.38	—	—	—	—	—	—	.08	.66*	—	—	—	—	—	—	—	—	.17
自信のない	—	—	.50	—	—	—	—	.58	—	—	.20	—	—	.04	—	—	—	—	—	.17
なまいきな	.30	—	—	—	—	—	—	—	—	.13	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

注：表3の注を参照。印象尺度の欠番の10は「感じのよい—感じのわるい」の尺度である。

である。また、「不親切な」と「親しみやすい」のセットでは、「親しみやすい」の側からみれば逆の意味の発生だが、「不親切な」の側からみれば意味の強化である尺度が2つ認められる。これをも意味の強化に含めて考えると、意味変容はすべて意味の強化の形であらわれていることになり、その出現率は全体では14/930で、1.5%の低率である(930は、表3～表5の評価尺度を除くセルの総数)。

結局、意味変容は意味の強化という形で生ずるが、それも全体的にみればほとんど生じないといってよい。しかしながら、たとえそれが意味の強化の形であるにしても、またたとえわずか1つの尺度においてであるにしても、ともかく意味変容が生じた刺激セットということになると、108セット中の13セット、すなわち12.0%のセットということになる。そして、それらのはほとんどがネガティブな特性を含んだセットなのである。

一方、評価次元において有意な加算性が認められるのは、108セット中で3セットだけである。しかし、これを他の諸尺度における意味の強化の出現率1.5%と比べると、むしろ他の尺度の方が出現率が低く、もし評価次元において平均モデルが適合するといえるものなら、他の諸尺度においても適合するといえることになるものと考えられる。なお、有意な加算性のあらわれている3セットは、すべてネガティブな特性だけから成るセットであり、しかも他のいずれかの尺度での意味の強化を伴っていることが注目される。

ここにおいて、ポジティブな特性よりもネガティブな特性のセットにおいて、なぜ加算性ないし意味の強化が生じやすいかという問題が、改めて大きな問題としてクローズアップされてくるのである。

2. 自由記述の分析

印象の自由記述に関する資料は、組織的に内容分析していくことが必要であるが、今回の分析の試みは、印象形成の過程を解明していくのに、自由記述の分析によるアプローチが有効であるかどうかを知ることに主眼がおかれていた。そこで、2,592名の被験者による自由記述の資料の中から、まず印象形成の過程に触れているとみられる記述を選び出す作業を行なった。そして、選び出された記述を分類整理し、印象形成の過程の解明にとって有用であるとみられる記述を集約していく方法をとった。

このようにして集約されたもののうち、われわれの関心をもっともひいたのは、提示された特性をその刺激人物の「本心」あるいは「うわべ」とみなそうとする認知傾向がいくつかの形において存在するということであった。以下、このことを中心に自由記述の分析結果をみて

みることにする。

従来の諸研究でもしばしば指摘され、また本研究の先の意味変容の分析においても示されたように、ポジティブな特性から成るセットと比較して、ネガティブな特性から成るセットの方が加算性ないし意味の強化が生じやすい傾向が認められるが、まずこの重要な問題に「本心」か「うわべ」かの認知傾向が関係していることが示唆された。すなわち、ポジティブな特性を並べた刺激セットでは、被験者は、それらの特徴は、その人物の本当の特徴を表わすものではなく、ただ社会的期待にそろよに善良に振舞っているだけではないだろうかとみなして、その特性を「うわべ」として受けとる記述が認められる。たとえば、「親切な」と「責任感のある」のセットで、「そのように見えるのは、無理をして善良に振舞っているだけであって、本当はそれほどでもないと思う」というような記述である。したがって、逆に「不親切な」と「責任感のない」のセットでは、その人物について偽りのないユニークな情報が提示されていると受けとることになろう。このように、ポジティブな特性は「うわべ」として、その人物に十分に帰属させようとしない傾向がある一方、ネガティブな特性は「本心」とする認知が行なわれやすいので、ネガティブな情報の方が強いインパクトをもつことになるのではないかと考えられる。こうしたことから、「本心」か「うわべ」かの認知傾向が見出されたことは、きわめて重要な意味をもつものと考えられる。

また、ポジティブとネガティブな特性が組み合わさると、矛盾した情報ということになりやすいが、そのような刺激セットにおいて、一方の特性を「本心」とし、他方の特性を「うわべ」とする統合様式が認められる。たとえば、「社交的な」と「消極的な」のセットで、「そのような人物は、人前ではみんなに合わせて楽しそうにしているが、他の人に必要以上に気を使ってそうしているのであり、本当は人づき合いがきらいな人であると思う」というように、「消極的な」を「本心」とし、「社交的な」を「うわべ」とするような記述がある。この場合、「うわべ」とされる特性が、当然情報としてのインパクトをもたなくなることが考えられる。なお、どちらの特性が「うわべ」とされやすいかについては、この場合も上例に示されるようにポジティブな特性が「うわべ」とされる傾向が認められる。

さらに、自由記述の中から、提示された特性相互を因果的な関連づけをもって把握しようとする記述が見出されたが、これも「本心」か「うわべ」かの認知傾向と通じる面があると考えられる。たとえば、「親切な」と「心のせまい」のセットで、「心がせまいと、言われたこ

とをきちんとしないと気がかりなために親切に見えてくるにちがいない」というように、「心がせまい」が原因となって、「親切な」がひき起きているとみようとする記述がある。また同様に、「非社交的な」と「不親切な」が組み合わさると、「本当は親切かもしれないのだが、人づき合いがへたなために親切さがうまく表現できなくて、不親切になってしまっているのかもしれない」というように、「非社交的な」が原因となって「不親切な」がひき起きるとみている記述もある。このような因果的関連づけは、原因=本心、結果=うわべと考えることができなくはない、したがって「原因」とされた特性が情報としての強いインパクトをもち、逆に「結果」とされた特性がインパクトを失うことになるものと考えられる。

このように、自由記述の中に、提示された特性を「本心」あるいは「うわべ」とみなそうとする認知傾向がいくつかの異なった形であらわれていることが認められた。この「本心」か「うわべ」かの認知傾向は、ネガティブな特性のもつインパクトの強さを説明できる点で注目されるばかりでなく、ある特性を「うわべ」とみなすことが、平均モデルの仮定している discounting と通ずるものがあると考えるなら、平均モデルの検討という立場からみても興味深いものがあるといえる。

討 論

本研究の結果を論ずるに先立って、印象形成の実験場面の人工性に関する問題について、われわれの考え方を示しておく必要があるであろう。

一般に言語的情報を用いての印象形成の研究においては、架空の刺激人物について、単に断片的ないくつかの特性語を示す方法がとられており、場面の人工性がしばしば問題にされている（たとえば Luchins, 1948）。本研究においても、単に 1 つまたは 2 つの特性語を示しただけで、そこから推論される人物の印象を自由記述させ、さらに予め用意した尺度上に印象を評定させている。日常場面にあっては、一般に言語的情報が 1 つの文脈を構成し、その中にいくつかの特性語がごく自然な形で組み込まれているのが普通である。そこで、この点がまず人工的であると批判されるかもしれない。しかしながら、Warr & Knapper (1968) は、Asch (1946) が行なったいわゆる “warm—cold” の実験を、実際に新聞にのったフットボール・チームのマネーチャーの人物評だと裝って、かなり長文の人物評の中に特性語を組み込んで追試し、Asch と同様な結果を得ている。もっとも、Asch の結果に比べて warm 群と cold 群の差がやや縮小しているのであるが、これは他の言語的刺激

の存在によって、特性語のもつ刺激価が減じたためであると考えることができよう。

実験場面の人工性が問題にされるとすれば、刺激情報の配列の不自然さというよりは、むしろ被験者が実験者の提示する言語的情報のすべてを有無を言わずに受け入れなければならない立場に立たされてしまうという点であろう。先に述べたように、ある特性を「うわべ」とみなすこともあるが、それは決して実験者を疑ってかかっているというものではない。ところが日常場面においては、情報の提供者の信憑性が問われることが多分に考えられる。また、被験者は予め用意された尺度上に、いわば半強制的に評定を求められるため、印象の saliency がほとんど無視されてしまうことも問題とされなければならないであろう。これらの点について今後検討を加えていかなければならないが、saliency の問題については、印象評定の確信度をとらえることとか（本研究でも、今回の報告では結果は割愛したが、方法の項でも述べたように確信度をとらえている）、印象の自由記述の資料をも収集していくことが考えられる。

上述の論議をふまえて、本研究の結果について考察してみることにしよう。すでに述べてきたように、特性がいくつか組み合わさると、個々の特性になかった意味が発生するかどうかを検討してみると、平均モデルが前提としている意味不变説が妥当なものであるかどうかを問うことであると同時に、評価次元以外の諸次元について平均モデルの適用可能性をみてみることにも通じるきわめて大きな問題である。本研究では、108種もの刺激セットを、10尺度（「好きな—きらいな」を含めて 11 尺度）において吟味したのであるが、個々の特性のもつ意味とは逆の意味が有意に発生するという完全な意味変容はまったく生じなかった。しかし、個々の特性にある意味が有意に強められるという形での意味変容（加算性）は、108 セット中の 12 セットにおいて、いずれも 10 尺度中のいずれか 1 つの尺度において認められた。また 1 セットだけではあるが、一方の特性からみれば逆の意味の発生、他方の特性からみれば意味の強化が認められるセットもあった。これをも意味の強化に含めて考えると、意味変容は生ずるとすればすべて意味の強化の形であらわれているといえる。

このように、完全な意味変容は皆無であり、意味変容が生ずるとすれば意味の強化という形で、それも出現率が非常に低いことからみて、平均モデルが前提としている意味不变説はかなりの根拠をもつものであるといえよう。このことは同時に、平均モデルが評価次元以外の諸次元の印象の予測にも適用できる可能性が示されたということにもなる。

言語的情報によるパーソナリティ印象の形成

しかしながら、このことをもって直ちに平均モデルが印象形成の過程を解明する有効な道具になりうるとはいえない。それは、平均モデルが現状のままでは、ポジティブな特性と比べて、ネガティブな特性から成るセットの方が意味の強化ないし加算性が生じやすいということを予測できるような形にまで精密化されていないからである。

本研究の結果をみると、有意な意味の強化の出現は全体的にはわずかであるが、そのうちのほとんどがネガティブな特性を含むセットにおいてあらわれている。また、評価次元で有意な加算性は 108 セット中で 3 セットにおいて認められたが、これらはいずれもネガティブな特性から成るセットである。しかも、3 セットとも、他のいずれかの尺度における意味の強化をも伴っている。平均モデルがこのようなネガティブな特性のもつインパクトの強さをうまく処理できるように精密化されたとき、そのモデルが印象形成の過程を解明する有効な道具となりうるものと期待できるであろう。

ところで、印象形成の過程を解明することを目標とせずに、単に形成される印象の予測の精度を問題にするだけであるならば、重回帰分析によって、個々の説明変数の重みをみていく方法が当然考えられるであろう。しかし、重回帰分析によって個々の説明変数の重みが知られたとしても、それまでであって、記述的な域を出ることはむずかしい。平均モデルをどのように精密化したらよいかを知るためにも、さらに直接的に印象形成の過程の解明の手がかりを得るためにも考えられてくるのが、印象形成の内的過程を自由に表現させる、いわゆる自由記述によるアプローチである。これは、すでに指摘したように、印象の saliency をそこねない資料収集法でもあるわけである。

本研究では、自由記述によるアプローチの有効性を検討してみるために、自由記述の資料の分析をも試みたわけであるが、その結果、与えられた特性をその刺激人物の「本心」あるいは「うわべ」とみなそうとする認知傾向がいくつかの異なる形であらわれていることを見出すことができた。

とくに注目されるのは、上述の認知傾向が、ポジティブな特性よりもネガティブな特性から成るセットにおいて加算性ないし意味の強化が生じやすいということとかかわりをもっているとみられることである。すなわち、ポジティブな特性が単に社会的期待に合わせて振舞う「うわべ」として認知されがちであるのに対し、ネガティブな特性はその刺激人物の偽りのない「本心」として認知される傾向があるために、ネガティブな特性の方が強いインパクトをもつのではないかということが示唆された

のである。ネガティブな特性のもつインパクトの強さについては、われわれも先の研究で考察を行なったが(大橋ほか, 1972), その原因を十分に探求することはできなかった。こうして自由記述の分析によって、その解明の手がかりが得られたことは大きな成果であったと考えられるわけであり、ここに自由記述によるアプローチの有効性が示唆されたといつてよいであろう。

なお、ある特性を「うわべ」とみなすことは、その特性的重みを減ずることであり、そこに平均モデルが想定している discounting と相通ずるものがあると考えられ、先述の意味不変説と並んで、この点でも平均モデルの着想には確かなものがあるといえるようである。

以上の討論にもとづいて、今後の研究のあり方を考えるなら、平均モデルによる量的アプローチと自由記述の分析による質的アプローチとが相補的に用いられ、モデルの精密化を図りながら、印象形成の過程を解明していくことであろう。なお、自由記述の資料の収集の仕方については、 saliency をできるだけそこねない形で、被験者に内的過程をよりよく表現させるための手立てを工夫していくことも今後なされる必要があろう。

要 約

本研究の目的は、ある未知の刺激人物について、複数個のパーソナリティ特性が知らされたときの印象形成に関する、2つの基本的な問題を検討することであった。1つは、この分野の研究で注目されている平均モデルについて、それが前提としている意味不変説が正しいかどうかをみてみることであり、もう1つは、印象形成の研究にとって、印象の自由記述の分析が有効であるかどうかを吟味してみることであった。

被験者は、男子大学生 2,592 名であり、言語的情報として与える刺激としては、108 種の 2 サイズセット(2 特性から成るセット)が用いられた。各被験者に 1 つのセットが与えられたので、それぞれのセットに 24 名の被験者が割り当てられたことになる。手続きとしては、セット内の個々の特性が与えられた場合と、組み合わさってセットになった場合について、まずウォーミングアップをかねて自由記述を行なわせ、次いでパーソナリティ印象の諸次元を測定する 10 尺度、および評価次元の「好きなーきらいな」の尺度への評定を求めた(いずれも 7 点尺度)。

意味変容については、10 尺度のそれそれにおいて、2 つの特性がセットになったときに、個々の特性の評定値の範囲を逸脱するような評定値が出現すれば、少なくとも個々の特性にない何らかの意味が発生したとみなすという立場から検討された。その結果、24 名の平均値

でみた場合、2つの特性がセットになると個々の特性にある意味とは逆の意味が有意に発生するという完全な意味変容はまったく認められず、意味変容が生ずるとすれば、個々の特性にある意味が有意に強められる形の意味変容（加算性）であって、それも出現率は非常に低いものであることが示された。このことから、平均モデルが前提とする意味不变説はかなりの根拠をもつものであることが明らかになり、また平均モデルが評価次元以外の諸次元の印象の予測にも適用できるものであることも示唆された。

しかしながら、このことをもって直ちに平均モデルが印象形成の過程を解明する有効な道具になりうるとはいえないことが論議された。すなわち、本研究の結果から、意味の強化はネガティブな特性が含まれるセットにおいて生ずる傾向があること、評価次元での加算性もネガティブな特性から成るセットにおいて生じやすく、しかも加算性のみられるセットでは他次元の尺度における意味の強化を随伴する傾向があることが見出されたが、平均モデルはこうしたことをうまく処理できるまでに精密化されていないことが問題とされた。

一方、印象の自由記述に関する分析結果からは、与えられた特性をその刺激人物の「本心」あるいは「うわべ」とみなそうとする認知傾向がいくつかの異なる形であらわれていることが認められた。とくに注目されたのは、そのような認知傾向がネガティブな特性のセットにおいて加算性ないし意味の強化が生じやすいことに関係しているとみられる点であった。すなわち、ポジティブな特性が「うわべ」と認知される傾向があるのに対して、ネガティブな特性は「本心」とみられやすいことにより、ネガティブな特性の方が強いインパクトをもつのではないかということが示唆された。

そして、今後、自由記述の資料の収集の仕方に工夫を加え、自由記述の質的分析と、平均モデルの精密化を志向する量的分析とが相まって、印象形成の過程の解明がすすめられていく可能性が論じられた。

文 献

- Anderson, N. H. 1962 Application of an additive model to impression formation. *Science*, 138, 817-818.
- Anderson, N. H. 1965 Averaging versus adding as a stimulus-combination rule in impression formation. *Journal of Experimental Psychology*, 70, 394-400.
- Anderson, N. H. 1968 A simple model for information integration. In R. P. Abelson et al. (Eds.), *Theories of cognitive consistency : A sourcebook*. Chicago : Rand McNally.

son et al. (Eds.), *Theories of cognitive consistency : A sourcebook*, Chicago : Rand McNally.

Anderson, N. H. 1971 Integration theory and attitude change. *Psychological Review*, 78, 171-206.

Asch, S. E. 1946 Forming impressions of personality. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 41, 258-290.

Beach, L., & Wertheimer, M. 1961 A free response approach to the study of person cognition. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 62, 367-374.

Bryson, J. B. 1974 Factor analysis of impression formation processes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 30, 134-143.

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

Feldman, S. 1968 What do you think of a cruel, wise man? The integrative response to a stimulus manifold. In R. P. Abelson et al. (Eds.), *Theories of cognitive consistency : A sourcebook*. Chicago : Rand McNally.

Fishbein, M. 1963 An integration of the relationship between beliefs about an object and the attitude toward that object. *Human Relations*, 16, 233-239.

Hamilton, D. L., & Huffman, L. J. 1971 Generality of impression-formation processes for evaluative and non-evaluative judgments. *Journal of Personality and Social Psychology*, 20, 200-207.

Hamilton, D. L., & Zanna, M. P. 1974 Context effects in impression formation: Changes in connotative meaning. *Journal of Personality and Social Psychology*, 29, 649-654.

飯島帰佐子 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 p. 455.

Kaplan, M. 1971 Context effects in impression formation : The weighted average versus the meaning-change formula-

- lation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 19, 92-99.
- Luchins, A. S. 1948 Forming impressions of personality : A critique, *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 43, 318-325.
- 水野欽司 1971 相関比基準による系統クラスター化について —— 名古屋大学教育学部紀要(教育心理学科), 20, 33-41.
- 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.
- 大橋正夫・小川 浩・長田雅喜・千野直仁・長戸啓子・三輪弘道・平林 進 1973 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 —— 名古屋大学教育学部紀要(教育心理学科), 20, 61-76.
- 大橋正夫・長戸啓子・小川 浩・千野直仁・三輪弘道 1972 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, 27-42.
- Osgood, C. E., & Tannenbaum, P. H. 1955 The principle of congruity in the prediction of attitude change. *Psychological Review*, 62, 42-55.
- Warr, P. B., & Knapper, C. 1968 *The perception of people and events*. New York: Wiley.
- Wyer, R. B., Jr. 1974 Changes in meaning and personality impression formation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 29, 829-835.

FORMING IMPRESSION OF PERSONALITY THROUGH VERBAL INFORMATION

—An Analysis of the Non-change in Meaning, and Qualitative Approach by Analyzing Free Description Data —

Masayoshi OSADA, Masao OHASHI, Hiromichi MIWA, and Hiroshi OGAWA

The purpose of the present study was to examine two fundamental problems in the impression formation when stimulus person (SP) was described by several traits and Ss responded on evaluative scales. One was to examine whether non-change of meaning hypothesis was valid on which averaging models were based. The other was to examine whether it was useful or not to analyze Ss' free description data.

Ss were 2,592 male undergraduates. 108 kinds of two-size sets were prepared, and 24 Ss were assigned to each set. Ss were made to rate three SPs described by trait X, by trait Y, and by trait X and trait Y, respectively. Eleven 7-point-scales were given for rating Sp's, one of which was "Like-Dislike", and the rest were bi-polar adjective scales.

Comparing the three SPs' average rating values on any scale, we decided that the change of meaning occurred when that of the set was located outside the range of those of the two component traits. We could find no such perfect cases of change of meaning that the meaning of a trait when combined with another trait was opposite to that of it when presented singly. We found, however, in a few cases that meaning of a trait was strengthened when presented together with another one. Presence of these cases provided evidences that additive model was valid. As a whole, however, non-change of meaning hypothesis was supported by our data, and it was suggested

that averaging models might be well applied to various scales other than evaluative ones. Nevertheless, it was hardly explained by it that additive tendency was stronger with evaluatively negative traits than with positive ones.

Analyzing the free description data, we made it clear that Ss apprehended the given information either as "what the SP really is" or as merely "his pretension". This finding seemed to be useful to explain that additive tendency was stronger with negative traits than with positive ones.

It was concluded that the method of rating scales was never adequate for clarifying the process of impression formation of personality, especially when evaluative scale was exclusively employed.