韓國心理學會誌
Korean Journal of Psychology
1979, Vol. 2, No. 3, 132—148.

같은 內容의 印象情報의 數가 好惡判斷과 和親判斷에 미치는 影響의 差異

趙 兢 鎬
全南大學校 心理學科

他人의 印象에 대한 好惡判斷은 累加模型에 따라, 和親判斷은 平均模型에 따라 印象統合이 이루어질 것이라는 假說을 (1)동일한 單語組合에 대한 判斷에서 好惡判斷은 和親判斷보다 더욱 極端的인 印象을 보일 것이다. (2) 好惡判斷은 情報組合의 크기가 커짐에 따라 더욱 極端的인 印象反應을 보일 것이지만, 和親判斷의 경우에는 그렇지 않을 것이다 라는 두개의 予言으로 檢証하였다. 尺度値의 水準을 아주 正的 單語集団에서 아주 負的 單語集団까지 달리한 5水準의 單語集団 별로 對象人物을 기술하는 形容詞의 數를 1, 2, 3, 4로 변화시킨 單語組合을 만들어 好惡判斷集團 20명, 和親判斷集團 20명씩의 被驗者에게 제시하고, 각각 對象人物에 대한 好惡次元의 印象과 和親次元의 印象을 判斷하도록 하였다.

그 結果 好惡判斷集團의 印象評定値가 和親判斷集團의 印象評定値보다 더욱 極端的이었으며, 또한 好惡判斷의 경우에는 情報組合의 크기가 커짐에 따라 和親判斷의 경우보다 더욱 印象判斷이 極端化 하는 傾向을 나타내었다. 이러한 結果는 본 實驗의 假說을 지지해 주는 것으로, 두 判斷에 개재하는 自我關與水準의 差異와 두 判斷尺度値의 變散의 差異 등의 관점에서 論議되었다.

여러 印象 情報들이 어떤 過程을 거쳐 하나의 印象으로 統合되느냐 하는 문제는 Asch (1946) 이후에 印象形成 過程의 연구에서 핵심을 이루어 왔다. 이러한 연구들에서는 여러 印象情報가 갖는 尺度値가 平均的으로 統合된다는 Anderson (1959)을 시작으로 하는 平均模型(averaging model)과, 그들이 累加的으로 統合된다는 Triandis와 Fishbein(1963)을 시작으로 하는 累加模型(adding model)으로 대립되어 진행되어 왔다. 초기의 이러한 연구들에서는 각각의 情報가 갖는 尺度値들만에 의한 平均과 累加가 문제가 되었으나, 각 情報가 최종적으로 形成되는 印象에 미치는 影響의 程度가 다를 수 있다는 사실이 밝혀지면서 이 두 模型의 대립은 더욱 복잡한 양상을 띠게 되었다.

平均模型理論에서는 이를 각 情報의 加重値(weight)로 반영시켜, 각 情報가 갖는 尺度値와 加重値의 積의 和를 加重値의 和로 除한 것이 印象統合의 過程이라 설명하고 있다.[1] 이는 Anderson(1965a)에 의해 加重平均模型(weighted averaging medel)으로 제시된 것으로, 본래 이 模型은 對象人物에 대한 아무런 情報가 없을 때의 一般的인 他人에 대한 反應傾向인 最初印象(initial impression)을 다루려 한 것이다. 이 理論은 最終印象反應의 予言에 있어 累加模型과 근본적인 대립을 보이고 있던 현상인 情報組合의 크기效果(set size effect)를 설명키

1) 이 模型에 의하면 最終印象反應(R_k)은 다음과 같은 公式에 의해 유도된다.

$$R_k = \frac{\sum_{i=1}^{n} w_i A_i + w_o I_o}{\sum_{i=1}^{n} w_i + w_o}$$

w_i: i 번째 情報의 加重値, A_i: i 번째 情報의 尺度値, I_o: 아무런 情報가 주어지지 않았을 때의 一般的인 他人에 대한 最初印象, w_o: 最初印象의 加重値.

위해 제시된 것이었다. Anderson의 원래 이 模型은 모든 情報에 加重値가 一定하다는 점을 전제한 것이었는데, Himmelfarb(1973)는 加重値는 尺度値의 極端性(polarity)이 높아질수록 커진다고 이를 수정하여 差異加重平均模型(differential weighted averaging model)을 제시하고 있다.

또한 T.Anderson과 Birnbaum(1976)은 같은 尺度値를 가진 情報라도 그것이 속한 組合의 크기가 클 때에는 작을 때보다 加重値가 작아진다고 다시 이를 수정하여 配置加重平均模型(configural weighted averaging model)을 제시하고 있다. 그러나 이들 修正模型들은 加重値의 推定方式만을 변화시킨 것으로서 각각의 情報가 갖는 尺度値와 加重値의 積의 和를 加重値의 和로 除하여 얻어지는 平均으로 印象統合이 이루어진다는 점에서는 아무런 변화를 보이고 있지 않다.

累加模型理論에서는 각 情報가 最終 形成 印象에 대해 미치는 影響의 程度를 信念強度(belief strength)로 반영시키고, 이를 각 情報가 對象人物을 記述할 수 있는 또는 각 情報가 對象人物에게 歸屬될 수 있는 確率로 정의한다. 이 模型에 따르면 이러한 信念強度와 각 情報刺戟의 評價値의 積의 和가 바로 최종적으로 印象이 統合되는 樣相이다.[2] 이는 態度의 構造에 대한 Fishbein(1963)의 理論에 기초하여 그의 일련의 實驗(例 : Triandis & Fishbein, 1963; L. R. Anderson & Fishbein, 1965; Fishbein & Hunter, 1964 등)에서 印象形成過程에서의 그 適合性이 검증된 模型이다. 이 模型은 각 情報의 相互關係가 獨立的임을 전제로 하는 것으로, Dustin과 Baldwin(1966)은 각 情報가 갖는 相互包括性(redundancy)과 같은 相互關係의 影響을 고려하여 修正累加模型을 제시하고 있다. 그러나 이 模型 또한 각 情報의 信念強度와 尺度値의 和가 印象統合 過程의 기본이 된다고 하는 점에서는 최초의 模型에서 달라진 것이 없다.

이들 두 模型의 差異는 그들 模型이 어떤 형태를 취하든지 간에 같은 刺戟情報에 대해서 累加模型이 平均模型보다 더 極端的인 最終印象反應을 낳는다는 데 있다. 그러나, 이들 연구에서 사용된 最終印象評定의 次元에는 두가지 다른 것이 있었으며, 그것이 이와같이 서로 다른 結果를 냈을 가능성이 있다. 즉 이들 模型에서 從屬測定値 (dependent measure)로 사용하고 있는 尺度가 다르다는 사실에서 이러한 相反되는 結果의 원인을 찾아볼 수 있을 듯하다. 累加模型을 지지하고 있는 結果들은 對象人物에 대해 "좋다-나쁘다"次元(good-bad dimension)의 意味微分尺을 印象評定尺으로 사용하고 있고[3](例 : Kerrik, 1958; Cliff, 1959; Triandis & Fishbein, 1963; Fishbein & Hunter, 1964; Anderson & Fishbein, 1965; Jaccard & Fishbein, 1975; Dustin & Baldwin, 1966; Brewer, 1968; Rosenbaum & Levin, 1968, 1969; Wyer, 1970, 1975; Richey & Dwyer, 1970; Richey, Koenigs, Richey & Fortan, 1975; Richey, McClelland, & Shimkunas, 1967; Richey,

2) 이 模型에 의하면 最終印象反應(R_k)은 다음과 같은 過程에 따라 유도된다

$$R_k = \sum_{i=1} B_i A_i$$

B_i : i번째 情報의 信念強度 또는 i번째 情報가 對象人物에게 歸屬될 수 있는 確率, A_i : i번째 情報의 尺度値.

3) 筆者가 槪觀한 論文 중 累加模型을 지지하고 있는 20개의 論文들은 모두 이러한 尺度를 사용하고 있다. 이 중에는 favorable-unfavorable尺度를 사용하고 있는 것이 5개 있었는데(Brewer, 1968; Rosenbaum & Levin, 1968, 1969; Wyer, 1970, 1975) 이는 기본적으로 good-bad次元의 印象判斷을 요구하고 있는 것이다.

Richey & Thieman, 1972; Cusumano & Richey, 1970; Gray-Little, 1973; 趙兢鎬, 1974a 등), 平均模型을 지지하고 있는 結果들은 "좋아한다-싫어한다" 次元(like-dislike dimension)의 尺度를 사용하고 있다[4] (例 : Anderson, 1959, 1962, 1964, 1965a, 1965b, 1967, 1968a, 1968b; Anderson & Jacobson, 1965; Anderson & Graesser, 1976; Rosnow & Arms, 1968; Schmidt, 1969; Kaplan, 1971; Himmelfarb, 1972, 1973 등).

최근에 筆者(趙兢鎬, 1974b, 1976a, 1976b)는 他人의 印象에 대한 最終印象判斷을 好惡判斷(favorableness judgment; 對象人物이 "客觀的으로 얼마나 좋은 사람인지 또는 나쁜 사람인지"하는 判斷)으로 할 때와 和親判斷(likableness judgment; 對象人物을 "主觀的으로 얼마나 좋아할 것인지 또는 싫어할 것인지"하는 判斷)으로 할 때의 情報統合形態의 差異를 연구한 바 있는데, 이들 實驗에서 好惡判斷이 和親判斷보다 極端的인 判斷을 한다는 일관되는 結果를 얻고 있다. 즉 正負異質組合(正的 情報와 負的 情報를 함께 사용하여 하나의 單語組合을 구성한 경우)을 구성하여 對象人物을 제시하였을 때, 구체적인 行動記述文章으로 刺戟材料를 구성하든지(趙, 1974b) 人物評價形容詞로 刺戟材料를 구성하든지(趙, 1976a) 항상 好惡判斷에서는 負的 情報優越現象(negative saliency)이 나타났으나, 和親判斷에서는 中立的인 印象評定值가 나타남으로써 好惡判斷의 경우에 和親判斷의 경우보다 極端的인 印象反應을 보이고 있다. 또한 正負同質組合(正的 情報끼리 또는 負的 情報끼리 單語組合을 구성한 경우)의 경우에도(趙, 1976b) 대체로 好惡判斷의 경우에 和親判斷의 경우보다 더 極端的인 印象反應을 보이고 있다.

張聖洙(1978)는 趙의 이러한 結果들 중 人物評價形容詞를 刺戟語로 사용한 實驗이 刺戟語 자체가 갖는 好惡尺度值와 和親尺度值를 구별하지 않고 好惡尺度值만에 기초하여 好惡判斷과 和親判斷을 모두 被驗者에게 요구하는 상황에서 이루어졌음에 주목하고, 한 刺戟語가 갖는 好惡尺度值[5]와 和親尺度值를 별도로 測定하여 이들을 각각 好惡判斷과 和親判斷의 入力值로 사용한 實驗에서 동일한 結果를 얻고 있다. 즉, 好惡度와 和親度가 같은 刺戟語로 구성된 單語組合에서나 그들이 다른 刺戟語로 구성된 單語組合에서나 모두 好惡判斷次元의 印象이 和親判斷次元의 印象보다 極端的으로 正的(正的同質組合의 경우) 또는 負的(負的同質組合의 경우)인 印象評定을 하는 結果를 얻었다. 張은 이러한 結果에 더해서, 好惡判斷의 경우에는 累加模型을 지지하고 있는 대부분의 實驗에서 사용하고 있는 "좋다-나쁘다"次元의 評定尺을 사용하고 있고, 和親判斷의 경우의 評定尺은 平均模型을 지지하고 있는 實驗들에서 사용하고 있는 "좋아한다-싫어한다"次元의 評定尺과 동일하다는 점에 주목하여, 好惡判斷은 平均模型보다 더 極端的인 印象을 形成하는 累加模型에 따라 印象統合이 이루어지고, 和親判斷은 平均模型에 따라 印象統合이 이루어지게 될지도 모른다는 점을 시사하고 있다.

---

4) 이는 Anderson의 平均模型을 지지하는 모든 연구들에서 사용하고 있는 尺度일 뿐만 아니라, Jaccard와 Fishbein(1975)에 의하면 印象形成의 연구에서 一般的으로 사용해온 尺度이다.

5) 張은 이 연구에서 他人이 客觀的으로 좋은 사람인가 또는 나쁜 사람인가 하는 好惡判斷은 기본적으로 그에 대한 善·惡 次元의 道德的 判斷이라고 보고, 人物評価形容詞의 好惡尺度值 測定에서 "이러한 特性으로 기술되는 사람은 客觀的으로 볼때 道德的으로 얼마나 좋은 사람인가 혹은 나쁜 사람인가"하는 指示를 사용하고 있다. 이것은 통상적인 好惡評定指示와는 약간 相異한 것이다.

그러나, 張의 이러한 시사는 그의 結果가 情報組合의 크기가 고정된 實驗에서 얻어진 것이라는 制限點을 갖는다. 본 實驗은 張의 結果에서 제기된 이러한 시사를 累加模型과 平均模型이 근본적인 대립을 보이고 있는 주제인 情報刺戟組合의 크기效果를 중심으로 해서 검증해 봄으로써, 好惡判斷과 和親判斷에 있어서의 情報統合 樣相의 差異를 밝혀보려 한 것이다. 따라서 본 實驗에서는 他人의 印象에 대한 好惡判斷은 累加模型에 따라 印象統合이 이루어지고, 和親判斷은 平均模型에 따라 印象統合이 이루어질 것이라는 假說을 다음과 같은 두개의 予言으로 검증해 보려 하였다.

予言1: 동일한 單語組合에 대한 判斷에서 好惡判斷은 和親判斷보다 더욱 極端的인 印象反應을 보일것이다. 즉, 好惡判斷에서는 和親判斷보다 正的 單語組合에서는 더 正的으로, 負的 單語組合에서는 더 負的으로 印象이 形成될 것이다. 이는 好惡·和親의 判斷次元과 正·負의 單語集團 간의 相互作用의 有無로 검증할 수 있다.

予言2: 好惡判斷은 情報組合의 크기가 커짐에 따라 더욱 極端的인 印象反應을 보일 것이지만 和親判斷의 경우에는 그렇지 않거나 또는 그 程度가 약할 것이다. 이는 判斷次元, 單語集團 및 組合크기의 三重相互作用의 有無로 검증할 수 있다. 즉, 好惡判斷에서는 單語集團과 組合크기의 相互作用이 있을 것이지만, 和親判斷에서는 그렇지 않거나 있더라도 그 程度가 약할 것이다.

方 法

被驗者. 全南大學校에서 心理學槪論을 수강하고 있는 1學年 男學生 20명, 女學生 28명 모두 48명이 본 實驗의 被驗者로 참가하였다. 이들은 수업시간이 끝난 후 본 實驗에 自願하여 참가한 學生들 중에서 先着順으로 선발된 學生들이었다. 이들을 性別로 無選的으로 두 集團으로 나누어 한 集團은 好惡判斷, 또 한 集團은 和親判斷을 하도록 하였다. 이들 중에서 好惡判斷을 한 24명 중 4명의 被驗者가 對象人物評定 중 누락하고 評定한 것이 드러나 이들의 資料를 제외하고 또 和親判斷集團에서도 이들과 동일한 刺戟材料組合을 評定했던 4명의 被驗者의 反應을 제외하여 각 集團 모두 20명씩의 資料를 分析對象으로 하였다.

実驗材料. 張聖洙(1978)의 資料에서 好惡度値와 和親度値가 같은 人物評價形容詞를 다음 5水準의 單語集團에서 각각 6개씩 선정하였다. 單語集團別 尺度値平均 및 그 分布는 다음 표1과 같다.

표 1. 單語集團別 尺度値 平均,* 그分布 및 標準偏差分布

單語集團	好惡度			和親度		
	平均	尺度値範圍	SD範圍	平均	尺度値範圍	SD範圍
아주 正的인 單語(P^+)	2.03	1.96~ 2.20	.87~1.01	1.98	1.94~ 2.17	.84~1.01
약간 正的인 單語(P)	1.60	.70~ 1.27	1.23~1.43	1.00	.72~ 1.23	1.20~1.50
中立的 單語 (M)	-.01	-.15~ .27	1.09~1.92	-.01	-.28~ .18	1.39~1.63
약간 負的인 單語(N)	-.99	-.89~-1.15	1.05~1.58	-.96	-.75~-1.18	1.19~1.87
아주 負的인 單語(N^-)	-2.03	-1.78~-2.29	.884~1.11	-2.01	-1.77~-2.22	1.15~1.31

*+3~-3의 7點尺度에서 얻은 尺度値임

이들 單語들은 각각의 集團別로 組合의 크기 1, 2, 3, 4의 組合으로 구성하였다. 이 때 單語組合은 각 單語가 어느 크기의 어느 順序에서나 6번씩 골고루 나오게 無選配定하여 각 單語集團別 組合의 크기별로 24씩씩의 刺戟語組合을 구성하였다. 이들을 18.7cm×8.2cm의 IBM카드에 옆으로 벌려 적어 넣어 刺戟材料로 사용하였다. 이 刺戟材料를 被驗者 한 사람이 각 單語集團에서 組合의 크기별로 한번씩 判斷하도록 小冊子로 구성하였다. 따라서 被驗者 각각은 모두 20개의 서로 다른 刺戟材料(5水準의 單語集團×4水準의 組合크기)를 받고 評定한 셈이다. 이렇게 해서 24벌의 小冊子를 구성하고 또 이를 그대로 복사하여 모두 48벌의 小冊子를 만들었다. 이들 각각의 小冊子는 無選的으로 뒤섞어 被驗者에게 배부하였다. 이때 好惡判斷集團의 被驗者를 위한 24벌과 和親判斷集團의 被驗者를 위한 24벌을 대칭되는 짝끼리 刺戟材料組合의 提示順序도 동일하도록 하였다.

節次. 被驗者들은 好惡判斷과 和親判斷 모두 한 學級事態에서 集團的으로 実驗에 참가하였다. 被驗者들이 모두 한 學級에 모인 후 이들을 無選的으로 두 集團으로 나누고, 이들에게 実驗材料를 배부하기 전에 指示文과 評定尺을 인쇄한 프린트물을 나누어 주어 익히도록 하였다. 指示文은 好惡判斷集團用과 和親判斷集團用의 두가지이었는데, 어느 종류의 指示文에나 서두에는 印象形成実驗에서 사용되는 一般的인 指示가 포함되어져 있었으며, 제시되는 小冊子 한장씩이 각각 하나의 人物을 묘사한 것으로서 이들 形容詞는 각 人物에게 性格検査를 실시한 結果에서 밝혀진 特性들이라고 기술되어 있었다.

이러한 一般的인 指示 외에 好惡判斷集團을 위해서는 好惡次元의 印象을 判斷하게 하기 위한 指示文이 첨부되어 있었고, 和親判斷集團을 위해서는 和親次元의 印象을 判斷하게 하기 위한 指示文이 첨부되어 있었다. 好惡判斷集團을 위한 指示文의 요지는 다음과 같았다.

「제3자가 어떤 사람에 대해 하는 얘기를 듣고 그에 대한 인상을 형성할 때 우리는 종종 그 사람이 "객관적으로 볼 때 얼마나 좋은 사람인지 또는 나쁜 사람인지" 하는 점에는 별로 주의를 기울이지 않고 "내가 주관적으로 그 사람을 주관적으로 얼마나 좋아할는지 혹은 싫어할는지" 하는데 따라 인상을 형성하는 수가 많습니다. 그러나 오늘날에는 "내가 주관적으로 그 사람을 얼마나 좋아할는지 혹은 싫어할는지" 하는 것보다는 "그 사람이 객관적으로 얼마나 좋은 사람인지 혹은 나쁜 사람인지"하는 판단이 더욱 중요합니다. 그래야만 상대방과 올바른 관계를 맺을 수 있기 때문입니다.」

이와 같은 요지 외에 객관적인 好惡次元의 印象을 4번강조하여 반복하고 제시되는 人物이 客觀的으로 좋은 사람 또는 나쁜 사람이라고 생각되는 程度를 +20~-20의 41点尺度에서 評定하도록 하였다. 이때 評定尺에는 +20에 "아주 좋은 사람", -20에 "아주 나쁜 사람"이라는 命名만을 하였고 나머지는 5点 간격으로 숫자만 記入하였다.

和親判斷의 경우에는 好惡判斷의 指示에서 "객관적으로 얼마나 좋은 사람인지 또는 나쁜 사람인지"하는 구절과 "주관적으로 내가 그 사람을 얼마나 좋아할 것인지 혹은 싫어할 것인지" 하는 구절만을 바꾸어 넣고 主觀的인 和親次元의 印象을 評定할 것을 4번 반복하여 指示하였다. 그리고 제시되는 人物에 대해 主觀的으로 좋아하고 싫어하는 程度를 역시 +20~-20의 41点尺度에서 評定하도록 하였다. 이때 評定尺에는 +20에 "아주 좋아한다," -20에 "아주 싫어한다"라는 命名만을 하였고 나머지는 5点 간격으로 숫자만 記入하였다.

모든 被驗者들은 指示文을 읽고 난 후 本実驗

材料와는 다른 아주 正的인 單語 2 개(好惡度平均=2.62; 和親度平均=2.62), 中立的 單語 2 개(好惡度平均=.10; 和親度平均=.09), 아주 負的인 單語 2 개(好惡度平均=−2.40; 和親度平均=−2.38)씩으로 이루어진 3 명의 人物에 대해 練習評定을 하였다. 이 練習評定의 목적은 被驗者들에게 자기가 評定할 判斷次元을 익숙하게 하려는 것과 또한 評定尺의 基準点 (anchoring point)을 形成시키기 위한 것이었다.

練習評定이 끝난 후 被驗者들은 배부받은 小冊子를 한장씩 넘기면서 指示받은 判斷次元에 따라 印象評定을 하였다. 이때 時間制限은 하지 않았는데, 대체로 약 25分이 소요되었다.

実驗設計. 実驗은 2 (判斷次元) × 5 (單語集團) × 4 (組合크기)에서 被驗者가 單語集團과 組合크기에 反復된 要因設計로 진행되었다.

結　果

본 実驗의 從屬変因은 被驗者가 일정한 크기와 구성을 가진 單語組合에 대해 反應한 印象評定値이었다. 好惡判斷集團과 和親判斷集團이 각종 刺戟單語組合에 대하여 내린 印象評定値의 平均이 표 2에 제시되어 있다.

위의 표 2 에서 보면 N單語集團을 제외하고는 全集團에서 好惡判斷의 印象評定値가 和親判斷의 印象評定値보다 極端的임을 알 수 있다. 즉 P⁻와 P單語集團에서는 더욱 正的인 方向으로 치우쳐 있고, N⁻單語集團에서는 더욱負的인 方向으로 치우친 印象評定値를 보이고 있다. 또한 全体的으로 組合의 크기가 커짐에 따라 印象評定値가 極端化하는 傾向을 보이고 있으나, 이러한傾向은 好惡判斷의 경우가 和親判斷의 경우보다 더 심함을 알 수 있다.

이러한 全体的인 傾向을 알기 쉽게 그림으로 표시한 것이 다음 그림 1 이다.

그림 1 에서 보면, 好惡判斷의 경우에는 어느

표 2. 각 單語集團別 好惡·和親 印象評定値 平均[1]

判斷次元	單語集團				
	P⁻	P	M	N	N⁻
好惡判斷(A)	15.86	9.45	.92	−7.91	−13.96
和親判斷(B)	14.09	7.58	1.98	−9.39	−11.91
t_{A-B}	2.59*	2.28*	−1.09	1.68	−2.63**

[1]中立點의 點數가 0 이고 點數範圍가 −20~+20인 41點尺度에서 얻은 評定値임.

* 5%水準에서 有意味함; 양방검증.

** 1%水準에서 有意味함; 양방검증.

單語集團에서나 組合의 크기에 따라 거의 直線的으로 印象反応이 높아지거나(P⁺, P, M 單語集團) 낮아지고(N, N⁻單語集團)있다. 그러나 和親判斷의 경우에는 모든 單語集團에서 組合의 크기에 따라 印象評定値가 별로 큰 変化를 보이고 있지 않다.

이러한 全体的인 傾向을 2 × 5 × 4 要因反復測定設計에 의한 變量分析으로 해본 結果는 다음 표 3 과 같다.

위의 표 3 에서 보면 判斷次元(A)과 單語集團(B)의 相互作用이 5 % 水準에서 有意味한 差異를 보이고 있다(F=2.89, df=4 / 152, p<.05).

표 3. 全体集團變量分析結果

變 散 源	自 乘 和	自 由 度	平均自乘	F
被驗者 間	2604.59	39		
判斷次元(A)	30.03	1	30.03	—
集團內被驗者(誤差a)	2574.56	38	67.75	
被驗者 內	106037.85	760		
單語集團(B)	86242.67	4	21560.92	459.08**
A×B	542.60	4	135.65	2.89*
B×集團內被驗者(誤差b)	7138.83	152	46.97	
組合크기(C)	4.20	3	1.40	—
A×C	10.63	3	3.54	—
C×集團內被驗者(誤差c)	2004.41	114	17.58	
B×C	1755.54	12	146.30	8.35**
A×B×C	6275.62	12	522.97	29.86**
BC×集團內被驗者(誤差bc)	7986.75	456	17.51	

* 5%有意水準

** 1%有意水準

이는 正的 單語集團에는 好惡判斷이 和親判斷보다 더욱 正的인 印象反応을 보이고, 負的.單語集團에서는 好惡判斷이 和親判斷보다 더욱 負的인 印象反応을 보임을 나타내는 것으로, 동일한 単語集團에서 好惡判斷이 和親判斷보다 더욱 極端的인 印象反応을 보일 것이라는 予言1을 지지하고 있는 結果이다. 이는 앞의 表2에서 각 単語集團別로 組合의 크기를 모두 묶어 제시한 全体平均値의 好惡判斷과 和親判斷 간의 差異에서도 나타나고 있다($t_{P+}=2.59$, $df=158$, $p<.05$; $t_P=2.28$, $df=158$, $p<.05$; $t_{N-}=-2.63$, $df=158$, $p<.01$). 그러나 N単語集団에서는 전체적으로 意味없는 結果이긴 하지만 和親判斷이 더 負的으로 치우친 傾向을 보이고 있다($t_N=1.68$, $df=158$, $p>.05$).

또한 표3에서 보면 判斷次元(A)과 単語集團(B)및 組合크기(C)의 三重相互作用이 有意味한 것으로 검증되었다($F=29.86$, $df=12/456$, $p<.01$). 이는 好惡判斷이냐 和親判斷이냐 하는 判斷次元에 따라 単語集團 별로 組合의 크기效果가 다름을 나타내는 것이다. 이러한 사실은 好惡判斷과 和親判斷 별로 全体 資料를 분할하여 變量分析해 본 다음 표4에서 여실히 나타 나고 있다.

위의 표4에서 보면 好惡判斷에서는 単語集團(A)과 組合크기(B)의 相互作用이 1%水準에서 有意하였으나($F=6.79$, $df=12/361$, $p<.01$) 和親判斷에서는 有意味한 差異를 보이고 있지 못하다($F=1.58$, $df=12/361$, $p<.05$). 이는 好惡判斷의 경우에는 組合의 크기가 커짐에 따라 正的.単語集團에서는 더욱 極端的으로 正的인 印象反応을 보이고, 負的単語集団에서는 더욱 極端的으로 負的인 印象反応을 보이지만, 和親判斷의 경우에는 組合의 크기에 따라서 아무

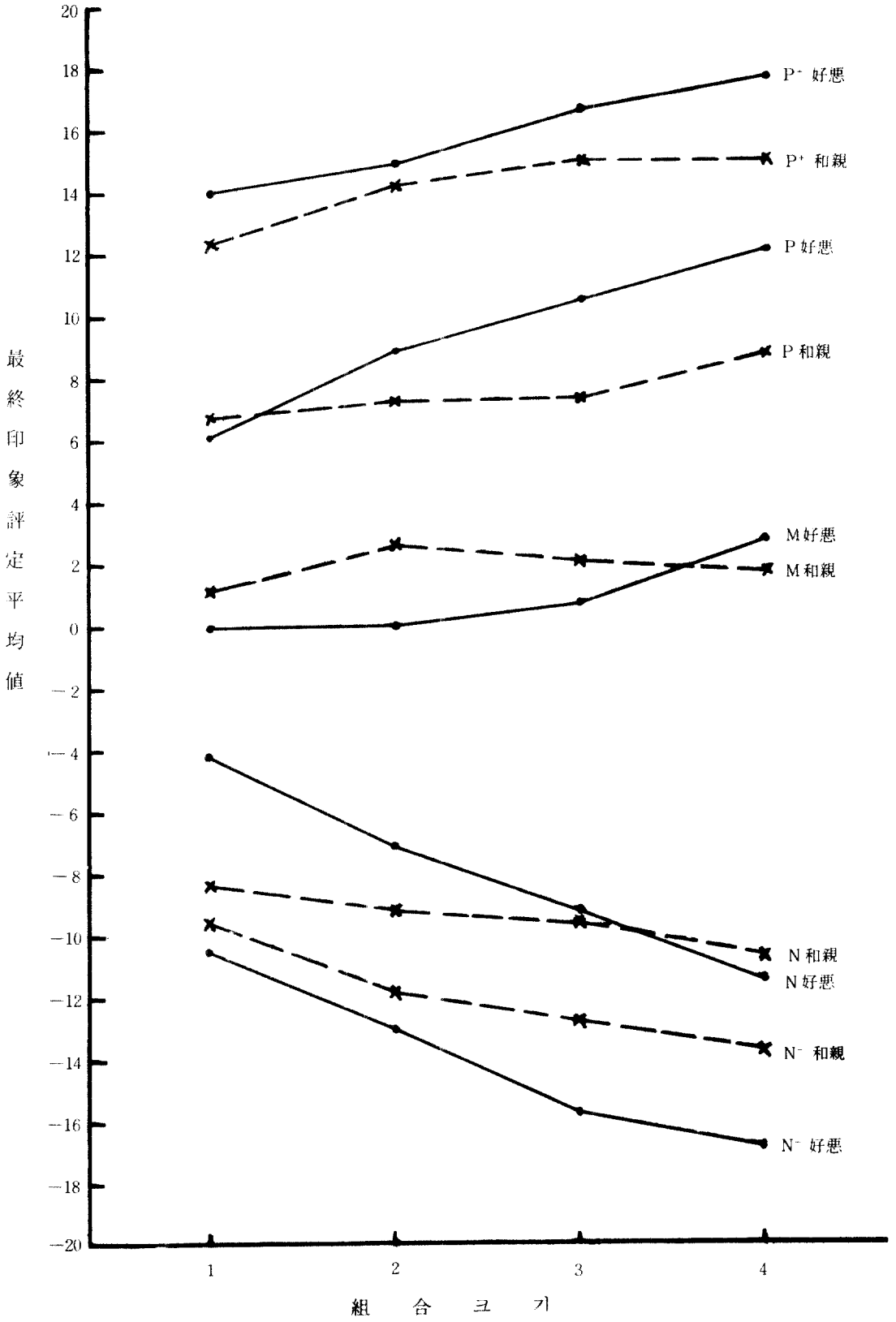

그림 1. 각 單語集團에서의 組合크기에 따른 印象評定(好惡·和親)의 變化

표 4. 好惡·和親判斷別 變量分析結果

變散源	好惡判斷 自乘和	自由度	平均自乘	F	和親判斷 自乘和	自由度	平均自乘	F
全體	59192.50	399			49419.91	399		
被驗者間	710.85	19			1863.71	19		
被驗者內	58481.65	380			47556.20	380		
單語集團(A)	47642.39	4	11910.60	486.54**	39143.89	4	9785.97	422.20**
組合크기(B)	10.03	3	3.34	—	4.81	3	1.60	—
A×B	1993.34	12	166.11	6.79**	418.73	12	34.89	1.58
殘餘(誤差)	8835.90	361	24.48		7988.78	361	22.13	

**1 %有意水準

런 差異를 보이지 않고 거의 一定한 印象判斷을 함을 나타내는 結果이다. 따라서 이러한 結果는 好惡判斷에서는 情報組合의 크기가 커짐에 따라 더욱 極端的인 印象反応을 얻지만 和親判斷에서는 그렇지 않을 것이라는 予言2를 지지해 주고 있다.

그러나 그림 1에서 보면 P^+와 N^-單語集団에서는 和親判斷의 경우에도 情報組合의 크기가

표 5. 각 判斷에서의 單語集團別 組合크기效果
—次 趨勢分析 結果(F)

單語集團	判斷次元 好惡判斷	和親判斷
P^+ 單語集團	19.90**	9.01**
P 單語集團	19.27**	2.18
M 單語集團	3.66	.01
N 單語集團	26.96**	1.84
N^- 單語集團	38.43**	11.94**

** 1%有意 水準(df=1/57)

커짐에 따라 印象反応이 약간 極端化하는 傾向이 있음을 볼 수 있다. 이러한 사실은 好惡判斷과 和親判斷에서의 情報組合의 크기에 따른 印象反応의 差異를 각 單語集團別로 一次趨勢分析(linear trend analysis)한 다음 표 5에서도 나타나고 있다.

위의 표 5에서 보면 和親判斷에서도 아주 正的인 單語集団(P^+)과 아주 負的인 單語集団N^-에서는 情報組合의 크기가 커질수록 印象反応이 極端化하는 現象이 검출되었다. 따라서 和親判斷의 경우 항상 組合의 크기效果가 나타나지 않는 것이 아니라, 아주 正的 또는 아주 負的인 單語集団에서는 和親判斷의 경우에도 情報組合의 크기가 커짐에 따른 印象反応의 極端化現象이 나타나고 있는 것이다. 그러나 和親判斷에서 나타나는 이러한 現象은 동일집단의 好惡判斷에서 나타나는 그것보다 훨씬 작은 것이다. 이는 표 2에서 보여주고 있듯이 P^+集団의 경우 組合크기 1과 4의 差異가 好惡判斷에서 3.75인데 반해서 和親判斷에서는 3.05에 불과하고, N^-集団의 경우에는 그 差異가 好惡判斷에서 −6.20인데 반해 和親判斷에서는 −4.10에 불과하다는 사실에서도 나타나고 있다. 더우기 표 2에서 보면 M과 N集団을 제외한 P^+, P, N^- 集団에서 組合의 크기가 클수록 好惡判斷 印象評定値와 和

親判斷 印象評定値 사이에 有意味한 差異가 검출되고 있다. 따라서, 이러한 사실에서도 予言 2는 지지되고 있는 것이라 볼 수 있다.

論　　議

이상과 같은 結果들은 他人의 印象에 대해 好惡判斷을 할 경우에는 대체로 累加模型에 따라 印象統合이 이루어지고 和親判斷을 할 경우에는 대체로 平均模型에 따라 印象統合이 이루어질 것이라는 본 実験의 假說을 지지해 주고 있다고 할 수 있다.

이러한 결과에서 보면 印象形成에서의 情報統合過程을 설명하기 위한 두가지 대립되는 模型 累加模型과 平均模型 을 지지하는 상반되는 연구 結果들의 差異는 바로 그들이 從屬測定値로 사용하고 있는 尺度가 다름으로써 그로부터 他人에 대한 서로 다른 次元의 印象 好惡次元印象과 和親次元印象 을 形成시켰던 때문이라고 할 수 있다. 이렇게 印象形成의 연구들에서 "좋다－나쁘다"尺度와 "좋아한다－싫어한다"의 尺度자체가 갖는 差異를 구태여 구분하지않고 사용하여 온 것은 이들이 모두 Osgood, Suci와 Tannenbaum(1957)이 밝힌 対象意味의 次元중에서 評價次元 (evaluation dimension)에 속하는 것으로서 대부분의 印象形成에 관한 연구들은 이 評價次元의 尺度値를 중심으로 진행되어 왔기(Freedman, Sears, & Carlsmith, 1978)때문이다. 이는 他人의 性格을 기술하는 人物評價形容詞에는 評價次元에 속하는 어휘가 압도적으로 많아서 印象形成 全体變量의 약 70%가 評價次元에 의해 좌우되므로(Osgood, 1962), 이 次元이 対人知覺에서 개재하는 가장 中心的인 次元이 된다(Rosenberg & Olshan, 1970)는데 그 까닭이 있었던 듯하다.

실제로 이들의 연구에서는 이 두 尺度에서 얻은 尺度値 및 印象反応 간에 상당히 높은 정도의 相関을 얻고있다. Kaplan(1972)은 人物評価形容詞들의 評価次元의 尺度値를 "좋다－나쁘다" 尺度에서 측정한 好惡度値와 "좋아한다－싫어한다"尺度에서 측정한 和親度値 사이에 .80의 相関을 얻고 있다. 또한 Jaccard와 Fishbein(1975)은 동일한 対象人物에 대해 "좋다－나쁘다"의 意味微分尺을 사용한 好惡次元의 印象과 "좋아한다－싫어한다"尺度를 사용한 和親次元의 印象을 形成시켰을 때 이 양자간의 相関이 .882가 된다고 보고하고 있다. 그리하여 이들은 모두 人物評価形容詞 자체가 갖는 好惡尺度値와 和親尺度値 및 対象人物에 대한 好惡次元印象과 和親次元印象을 구별하지 않고 이들이 똑같은 것이라는 전제하에서 혼용하고 있다. 이러한 사실은 上記研究者들의 다음과 같은 記述에서도 단적으로 나타나고 있다.

"……좋다－나쁘다 尺度와 좋아한다－싫어한다尺度 사이의 相関이 항상 .80을 상회하고 있으므로, 이들 尺度들에게 얻어진 資料들을 동등하게 취급하려 한다(Kapln, 1972, p. 366)."

"예상했던 대로, 対象人物에 대한 좋다－나쁘다의 評価尺度의 印象評定値는 좋아한다－싫어한다 尺度의 評定値와 높은 相関을 보이고 있다($r = .882$, $p < .01$). 과거의 연구들이 전통적으로 좋아한다－싫어한다의 變因을 다루어 왔음으로 이 実験의 분석에서도 이를 주요 從屬變因으로 삼았다(Jaccard & Fishbein, 1975, p. 1035)." 그러나 이렇게 두 尺度値간의 相関이 높다고 해서 두 尺度値가 전적으로 같은 값을 갖는다거나 또는 그들에 의한 印象統合의 過程 자체가 동일함을 나타내는 것은 아니다. 張(1978)은 人物 評価形容詞의 好惡度와 和親度를 각각 측정한 実験에서 총 人物評価形容詞 중 28%의 形容詞의 好惡度와 和親度가 有意味한 差異를 보이고 있음을 발견하고, Kaplan (1972)의 結果에서 나타난 두 尺度値의 相関 .80은 두 評価의 共變量이 약 64%

정도이고 나머지 약 36%가 誤差變量임을 나타내는 것으로, 이러한 誤差變量의 원인이 부분적으로는 이렇게 일부 形容詞에서 나타나는 두 尺度値의 意味있는 差異때문일 것이라고 보았다. 또한 그는 같은 実験에서 他人의 印象에 대한 好惡判斷과 和親判斷은 각각 好惡尺値와 和親尺値를 入力資料로 하여 印象統合이 이루어지게 되는 것임을 밝히고 있다.

이러한 사실과 본 実験의 結果에서 보면 他人의 印象에 대한 好惡次元判斷과 和親次元判斷은 비록 상당히 관련이 높은 것이기는 하지만 서로 다른 것이라고 할 수 있다. Freedman, Sears와 Carlsmith(1978)는 이러한 사실을 지적하여 他人에 대해 肯定的으로 評価한다는 것과 그를 좋아한다는 것은 서로 다른 것이며, 後者는 前者보다 더욱 私的인 評定을 하게 되는 것이라고 주장하므로써, 他人에 대한 "좋다-나쁘다" 次元의 印象과 "좋아한다-싫어한다"次元의 印象이 서로 다른 것임을 시사하고 있다. 또한 Cronbach(1955)이후 他人의 印象을 評価하는 각 個人이 갖고 있는 一般的 他人知覺体制인 內顯性格理論(implicit personality theory)에 관한 연구들에서도, 多次元分析(multidimensional analysis) 方法으로 內顯性格理論体系의 要因을 分析하여 (例 : Peabody, 1967, 1970 ; Rosenberg, Nelson, & Vivekananthan, 1968; Rosenberg & Olshan, 1970; Rosenberg & Sedlak 1972a, 1972b; Felipe, 1970 등) 他人에 대한 評価次元이 "good-bad", "social good-bad" 등 중요한 몇개의 次元으로 분할 될 수 있다는 結果를 발표하고 있다.

Eiser와 Stroebe(1972)는 判斷次元에 따라 社會事象이나 他人에 대한 判斷이 달라지게 됨을 지적하고 이를 次元優越性(dimensional saliency)이라고 부르고 있다. 그들에 의하면 判斷者는 자기에게 適切한 次元에 따라 刺戟對象을 判斷하게 된다고 한다. 이러한 점에서 보면, 他人에 대한 印象을 形成할 때 判斷者는 他人이라는 동일한 對象을 서로 다른 次元에 따라 判斷할 수도 있다는 점을 추론해낼 수 있다. Triandis와 Fishbein(1963)은 對象人物의 性格特性이라는 단일한 要因으로 刺戟材料를 구성하였을 때와 對象人物의 人種, 職業, 國籍, 宗教 등 여러 要因으로 刺戟材料를 구성하였을 때, 前者의 경우에는 平均模型에 따라 그리고 後者의 경우에는 累加模型에 따라 印象統合이 이루어짐을 밝히고 있다. Manis, Gleason과 Dawes(1966) 및 Rosnow와 Arms(1968)는 이러한 점을 지적하여 對象人物에 대한 여러 次元의 要因이 복합적으로 제시될 때와 그렇지 않을 때 印象統合이 이루어지는 様相과 결과적으로 統合되는 印象의 次元이 다르게 됨을 시사하고 있다.

이러한 사실들과 본 實驗에서 나타난 結果에 비추어 보면 他人에 대한 好惡印象과 和親印象은 서로 다른 次元의 印象이며, 여러 刺戟情報들이 好惡 또는 和親印象으로 統合되는 様相은 前者는 刺戟情報가 累加되는 過程을 거쳐서 이루어지게 되며, 반면에 後者는 그들이 平均되는 過程을 거쳐 이루어지게 된다고 할 수 있을 것 같다.

여기서 이러한 두 次元의 印象의 差異가 왜 나타나는가 하는 점을 검토해 볼 필요가 있겠다. 두 次元의 印象을 形成시키기 위한 본 實驗의 指示文에서도 밝혀지고 있듯이, 好惡次元의 印象은 對象人物에 대해 客観的인 判斷을 하여 얻어지는 것이고, 和親次元의 印象은 對象人物에 대해 主観的인 判斷을 하여 얻어지는 印象이다. 따라서, 두 次元의 印象判斷의 기본적인 差異는 바로 두 判斷을 할 때 개재되는 自我關與의 水準이 달라지게 되는 데에 있다고 할 수 있을 것이다. 왜냐하면, 自我關與水準은 對象과의 關係에 따

라 달라지게 되기 때문이다(Sherif & Sherif, 1969). 그러므로, 對象人物에 대해 客觀的인 次元의 好惡判斷을 할 때에는 客觀的이고 명백한 社會規範(social norm)에 따라 印象判斷이 이루어지게 되고, 主觀的인 次元의 和親判斷을 할 때에는 主觀的이고 私的인 個人的 規範(personal norm)에 따라 印象判斷이 이루어지게 된다고 推測해 볼 수 있으며,[6] 그러므로 客觀的인 基準에 의한 好惡判斷을 할 때 主觀的인 基準에 의한 和親判斷을 할 때보다 동일한 對象人物에 대해 더 極端的인 印象反應을 보이게 된다고 생각해 볼 수도 있을듯 하다.

그러나, 본 實驗의 結果에서 보면 好惡判斷의 印象이 和親判斷의 印象보다 항상 極端的인 評定値를 보이고 있는 것은 아니다. 表2와 그림1에서 보면 N單語集團에서는 비록 統計的으로 意味없는 差異이기는 하지만 和親次元印象評定値가 好惡次元印象評定値 보다 負的으로 치우친 傾向을 보이고 있다. 이러한 結果의 원인이 어디에 있느냐 하는 점은 분명하지는 않으나, 이 單語集團에서 사용된 人物評價形容詞의 和親度値의 標準偏差分布範圍가 好惡度値의 그것보다 크다는 점에서 (表1 참조) 그 원인의 일부를 찾을 수 있을 것 같다. 標準偏差가 크다는 것은 尺度値의 變散이 크다는 점을 의미하는 것이며 이는 判斷對象形容詞에 대해 被驗者들이 부여한 수 있는 尺度値의 폭이 커짐을 의미하는 것으로써, 對象形容詞의 尺度値가 安定되어 있지 않아 狀況에 따른 影響을 많이 받게 됨을 나타내는 것이라 볼 수 있다(Kaplan, 1971). 따라서, N單語集團의 경우 張(1978)의 實驗에서 和親度를 判斷한 被驗者들과 本 實驗의 被驗者들이 동일한 N單語의 和親度에 대해 서로 다른 尺度値를 부여했을 가능성을 배제할 수가 없게 되는 것이다.

이러한 점을 고려해 보면, 본 實驗에서 전반적으로 나타나고 있는 好惡印象과 和親印象의 反應 간의 差異는 人物評價形容詞들이 갖는 好惡尺度値와 和親尺度値의 分布範圍가 다름으로써 나온 結果일는지도 모른다. 즉 一般的으로 好惡尺度値의 分布範圍가 和親尺度値의 分布範圍보다 넓다면, 正的 尺度値를 가진 單語組合에서든 負的 尺度値를 가진 單語組合에서는 好惡次元印象이 和親次元印象보다 더 極端的인 印象反應을 보이게 될 것이다.[7] 그러나, 張(1978)의 結果에 의하면 人物評價形容詞의 好惡度値와 和親度値의 變散은 별 차이 없는 것으로 나타났다. 그렇지만, 張의 結果는 100개라는 제한된 수의 人物評價形容詞에서 얻어진 結果이므로, 前述한 바와 같은 可能性을 배제하기는 어려운 結果라 볼 수 있다. 따라서 이러한 人物評價形容詞들의 好惡度와 和親度値들의 變散範圍의 差異 등에 관한 검토가 있어야 할 것으로 보인다.

6) Jones 및 그의 동료들(Jones, 1955; Jones & deCharms, 1957, 1958; Jones & Thibaut, 1958)과 Selby(1976), Crockett, Mahood와 Press(1975) 등의 일련의 연구에서는 対象人物과의 相互作用의 交互性(reciprocality)에 따라 対象人物에 대한 印象判斷을 하는 心的 姿勢(mental set)가 달라지게 되며, 어떻게 되면 対象人物을 判斷하는 基準이 달라지게 됨을 밝히고 있다.

7) 車載浩敎授와의 個人的 意見交換에서 示唆받은 것임.

參 考 文 獻

張聖洙. 印象形成에서의 情報統合에 關한 考察. 서울大學校 碩士學位論文, 1978.

趙兢鎬. 印象形成에서의 負的 情報의 優越現象. 韓國敎育, 1974, 1, 51—60. (a)

趙兢鎬. 他人의 印象에 대한 好惡判斷과 與親

判斷의 差異. 韓國心理學會研究發表抄錄, 1974. (b)

趙競鎬. 刺戟의 極端性과 自我關與水準이 印象形成에 미치는 影響. 韓国心理学会誌, 1976, 2, 51—59. (a)

趙競鎬. 刺戟의 極端性이 他人의 印象에 대한 好惡과 與親判斷에 미치는 影響. 韓國心理學會研究發表抄錄, 1976. (b)

Anderson, L. R., & Fishbein, M. Prediction of attitude from the number, strength, and evaluative aspect of belief about the attitude object: A comparison of summation and congruity theories. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1965, *2*, 437 – 443.

Anderson, N. H. Test of a model for opinion change. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 1959, *59*, 371 – 381.

Anderson, N. H. Application of an additive model to impression. *Science*, 1962, *138*, 817 – 818.

Anderson, N. H. Note on weighted sum and linear operator models. *Psychonomic Science*, 1964, *1*, 189 – 190.

Anderson, N. H. Averaging versus adding as a stimulus combination rule in impression formation. *Jounral of Experimental Psychology*, 1965, *70*, 394 – 400. (a)

Anderson, N. H. Primacy effects in personality impression formation using a generalized order effect paradigm. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1965, *2*, 1 – 9. (b)

Anderson, N. H. Averaging model analysis of set-size effect in impression formation. *Journal of Experimental Psychology*, 1967, *75*, 158 – 165.

Anderson, N. H. Application of a linear-serial model to a personality-impression task using serial presentation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1968, *10*, 354 – 362. (a)

Anderson, N. H. A simple model for information integration. In R. P. Abelson, E. Aronson, W. J. McGuire, T. M. Newcomb, M. J. Rosenberg, & P. H. Tannenbaum (Eds.), *Theories of cognitive consistency*. New York: Rand-McNally, 1968. (b)

Anderson, N. H., & Jacobson, A. Effect of stimulus inconsistency and discounting instructions in personality impression formation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1965, *2*, 531 – 539.

Anderson, N. H., & Graesser, C. C. An information integration analysis of attitude change in group discussion. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1976, *34*, 210 – 222.

Anderson, T., & Birnbaum, M. H. Test of an additive model of social inference. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1976, *33*, 655 – 662.

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

Brewer, M. B. Averaging versus summation in composite ratings of complex social stimuli. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1968, *8*, 20 – 26.

Cliff, N. Adverbs as multipliers. *Psychological*

Review, 1959, *66*, 27－44.

Crockett, W. H., Mahood, S., & Press, A. N. Impressions of a speaker as a function of set to understand or to evaluate, of cognitive complextiy, and of prior attitudes. *Journal of Personality*, 1975, *43*, 168－178.

Cronbach, L. R. Processes affecting scores on "understanding others" and "assumed similarity." *Psychological Bulletin*, 1955, *52*, 177－193.

Cusumano, D. R., & Richey, M. H. Negative salience in impressions of character: Effects of extremeness of stimulus information. *Psychonomic Science*, 1970, *20*, 81－83.

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

Eiser, J. R., & Stroebe, W. ***Categorization and social judgment***. New York : Academic Press, 1972.

Felipe, A. I. Evaluative versus descriptive consistency in trait inferences. ***Journal of Personality and Social Psychology***, 1970, *16*, 627－638.

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

Fishbein, M., & Hunter, R. Summation versus balance in attitude organization and change. ***Journal of Abnormal and Social Psychology***, 1964, *69*, 505－510.

Freedman, J. L., Sears, D. O., & Carlsmith, J. M. ***Social Psychology*** (3rd ed.). New Jersey : Prentice-Hall, 1978.

Gray-Little, B. The salience of negative information in impression formation among Danish samples. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 1973, *4*, 193－206.

Himmelfarb, S. General test of a differential weighted averaging model of impression formation. *Journal of Experimental Social Psychology*, 1973, *9*, 379－390.

Jaccard, J. J., & Fishbein, M. Inferential beliefs and order effects in personality impression formation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1975, *31*, 1031－1040.

Jones, E. E. Inferential sets in social perception. *American Psychologist*, 1955, *10*, 393. (abstr.)

Jones, E. E., & deCharms, R. Changes in social perception as a function of personal relevance of behavior. *Sociometry*, 1957, *20*, 75－85.

Jones, E. E., & deCharms, R. The organizing function of integration roles in person perception. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 1958, *57*, 155－164.

Jones, E. E., & Thibaut, J. W. Interaction goals as bases of inference in interpersonal perception. In R. Tagiuri & L. Petrullo (Eds.), *Person perception and interpersonal behavior*. Stanford: Stanford University Press, 1958.

Kaplan, K. J. Context in effects in impression formation: The weighted average versus the meaning change formulation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1971, *19*, 92－98.

Kaplan, K. J. On the ambivalence-indifference problem in attitude theory and measurement : A suggested modification of the semantic differential technique. *Psychological Bulletin*, 1972, *77*, 361 - 372.

Kaplan, M. F. Dispositional effects and weight of information in impression formation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1971, *18*, 279 - 284.

Kerrik, J. S. The effect of relevant and nonrelevant sources on attitude change. *Journal of Social Psychology*, 1958, *47*, 15 - 20.

Manis, M., Gleason, T. C., & Dawes, R. M. The evaluation of complex social stimuli. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1966, *3*, 404 - 419.

Osgood, C. E. Studies on the generality of the affective meaning system. *American Psychologist*, 1962, *17*, 10 - 28.

Osgood, C. E., Suci, G. J., & Tannenbaum, P. H. *The measurement of meaning*. Urbana: University of Illinois Press, 1957.

Peabody, D. Trait inferences : Evaluative and descriptive aspects. *Journal of Personality and Social Psychology Monograph*, 1967, *7*, (4, Pt. 2)

Peabody, D. Evaluative and descrptive aspects in personality perception : A reappraisal. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1970, *16*, 639 - 647.

Richey, M. H., & Dwyer, J. D. Negative salience in impressions of character : Sex differences. *Psychonomic Science*, 1970, *20*, 77 - 79.

Richey, M. H., Koenigs, R. J., Richey, H. W. & Fortan, R. Negative salience in impressions of character : Effects of unequal proportions of positive and negative information. *Journal of Social Psychology*, 1975, *97*, 233 - 241.

Richey, M. H., McClelland, L., & Shimkunas, A. H. Relative influence of positive and negative information in impression formation and persistence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1967, *6*, 322 - 327.

Richey, M. H., Richey, H. W., & Thieman, G. Negative salience in impressions of character : Effects of new information on established relationships. *Psychonomic Science*, 1972, *28*, 65 - 67.

Rosenbaum, M. E., & Levin, I. P. Impression formation as a function of source credibility and order of presentation of contradictory imformation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1968, *10*, 167 - 174.

Rosenbaum, M. E., & Levin, I. P. Impression formation as a function of source credibility and the polarity of information. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1969, *12*, 34 - 37.

Rosenberg, S., Nelson, C., & Vivekananthan, P. S. A multidimensional approach to the structure of personality impressions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1968, *9*, 283 - 294.

Rosenberg, S., & Olshan, K. Evaluative and descriptive aspects in personality perception. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1970, *16*, 619 - 626.

Rosenberg, S., & Sedlak, A. Structural re-

presentations of perceived personality trait relationships. In R. N. Shepard & S. Nerlove (Eds.), *Multidimensional scaling: Theory and applications in the behavioral science Vol. II. Applications*. New York: Seminar Press, 1972. (a)

Rosenberg, S., & Sedlak, A. Structural representations of implicit personality theory. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in Experimental Social Psychology. Vol. IV*. New York: Academic Press, 1972. (b)

Rosnow, R. L., & Arms, R. L. Adding versus averaging as a stimulus-combination rule in forming impressions of groups. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1968, *10*, 363-369.

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

Selby, J. W. Inferential sets and descriptive versus evaluative aspects of behavioral inference. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1976, *33*, 18-24.

Sherif, M., & Sherif, C. W. *Social psychology* (revised ed.). New York: Academic Press, 1969.

Triandis, H. C., & Fishbein, M. Cognitive interaction in person perception. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 1963, *67*, 446-453.

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

Wyer, R. S. Some inferential determinants of one's own liking for a person and beliefs that others will like this person. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1975, *31*, 1041-1053.

The Effect of Set Size on Favorableness and Likableness Judgment in Impression Formation

Cho, Geungho

Department of Psychology, Chonnam National University

This study was designed to test the hypothesis that the favorableness impression would be integrated according to the adding model and the likableness impression would be integrated according to the averaging model. To test this hypothesis, the number of the adjectives in the adjective sets, which were given to the two groups of subjects-favorableness judgment group and likableness judgment group-was varied as 1, 2, 3, and 4 in each of the 5 levels of adjective-words groups (highly positive, moderately positive, medium, moderately negative and highly negative groups). Each group, one was to rate their impressions according to the good-bad 41 point scale with 0 mid-point (favorableness judgment group) and the other was to rate their impressions according to the like-dislike 41 point scale with 0 mid-point (likableness judgment group), was comprised of 20 persons.

As predicted, the imprssions formed by the favorableness judgment group were more positive in positive word sets and more negative in negative word sets, and the set size effects were greater in the farorableness judgment group than in likableness judgment group. These results were interpreted as supporting the hypothesis of this study, and discussed that the favorableness and likableness impressions of the other were definitely different types of judgment because ego-involvement levels of the judges were different in integrating the favorableness impressions from in integrating likableness impressions.