

## 서로 다른 의존상황과 인상차원에서의 대상인물의 특성에 따른 부적효과의 차이\*

조 금 호

서강대학교

이 연구는 필자등(조금호와 김인자, 1987)의 연구가 가지고 있는 문제점을 보완한 두 개의 실험을 통해, 필자(조, 1982)의 대인평가차원의 이원모형을 인상형성과정에서 나타나는 부적 효과를 통해 검증한 것이다. 실험 I에서는 같은 수의 正·負 특성을 합하여 대상인물을 구성하고, 정보의존상황과 효과의존상황에서 각각 그에 대한 유용성의 인상을 평정시키면, 전자의 경우에는 知的 특성에 의한 부적 효과가, 그리고 후자의 경우에는 情的 특성에 의한 부적 효과가 각각 그 반대의 것보다 큼이 발견되었다. 실험 II에서는 앞의 실험과 동일한 대상인물에 대해 호오차원과 화친차원의 인상판단을 시키면, 각각 知的 특성과 情的 특성에 의한 부적 효과가 그 반대의 것보다 큼이 확인되었다. 이러한 결과들은 정보의존상황에서의 호오차원인상은 知的 특성을 단서로, 그리고 효과의존상황에서의 화친차원인상은 情的 특성을 단서로 하여 형성된다는 필자의 이원모형에서 예측하는 바 대로의 것으로, 이 모형의 경험적 타당성을 입증해 주고 있다.

필자가 제시한 대인평가차원의 이원모형(조금호, 1982a)은 인상형성의 장면에서 지각자가 가지고 있는 인상판단의 목표에 따라 동일한 대상인물에 대해서 서로 다른 내용의 인상판단이 이루어질 것임을 전제하고 있다. 즉, 개인은 타인에게 정보와 효과의 두가지 측면에 의존하고 있으므로(Jones & Gerard, 1967), 정보제공원(information source)으로서의 대상인물의 가치를 판단하느냐 아니면 효과제공원(effect source)으로서의 대상인물의 가치를 판단하느냐 하는데 따라 서로 다른 인상판단을 하게 될 것이라는 것이다.

이러한 논지에서 보면, 대상인물에의 의존상황에 따라 대상인물이 가지고

---

\*이 연구의 결과처리 과정에서 한양대학교 대학원의 이영훈군의 도움을 받았다.

있는 여러 특성 중 어떤 특성이 인상판단의 단서로 부각될 것이냐 하는 점이 달라질 것임은 자동적으로 추론된다. 즉, 정보의존의 상황에서는 대상인물의 知的 특성을 중심으로 하여 인상판단이 이루어지게 되고, 효과의존의 상황에서는 情的 특성을 중심으로 하여 인상판단이 이루어지게 될 것이다.

이때 정보의존상황에서 인상판단의 단서가 되는 知的 특성은 객관적인 우·열 또는 적·부(適·否)의 기준이 있을 수 있고, 또한 정보제공원으로서의 대상인물의 가치에 대해서는 객관적인 기준이 있을 수 있다. 그러므로, 정보의존상황에서는 대상인물에 대해 객관적인 호오차원(good-bad dimension)에서 인상판단이 이루어질 것이다. 그러나, 효과의존상황에서 인상판단의 단서가 되는 情的 특성은 객관적인 우·열 또는 적·부의 기준이 있을 수도 없고, 또한 효과제공원으로서의 대상인물의 가치는 다분히 개인의 과거경험 등의 요인에 의해 다르게 받아들여지게 될 것이다. 그러므로, 효과의존상황에서는 대상인물에 대해 주관적인 화친차원(like-dislike dimension)에서 인상판단이 이루어질 것이다.

이상에서 본 바와 같이, 필자의 이원모형의 요지는 정보의존상황에서의 대상인물에 대한 호오차원의 인상판단은 대상인물의 知的 특성을 단서로 하여 이루어지고, 효과의존상황에서의 대상인물에 대한 화친차원의 인상판단은 그의 情的 특성을 단서로 하여 이루어질 것이라는 사실이다.

이러한 사실은 일련의 대인기억실험(조, 1984, 1985, 1986)과 인상정보통합실험(조, 1982b, 1983)을 통하여 경험적으로 검증되고 있다.

즉, 知的 특성과 情的 특성을 공유하고 있는 대상인물을 제시하고, 후에 그에 대해 회상을 하게 하면, 정보의존상황과 호오차원 인상판단의 장면에서는 知的 특성에 대한 회상량이 情的 특성에 대한 그것보다 높고, 반대로 효과의존상황과 화친차원 인상판단의 장면에서는 情的 특성에 대한 회상량이 知的 특성에 대한 그것보다 높았다(조, 1984, 1985, 1986).

또한, 知的 특성이나 情的 특성만으로 대상인물을 구성하여 인상판단을 시키면, 호오차원인상의 경우에는 知的 특성만으로 구성된 인물의 인상평정치가 情的 특성만으로 구성된 인물의 그것보다 높거나(正的 특성의 경우) 낮았고(負的 특성의 경우), 반대로 화친차원인상의 경우에는 情的 특성만으로 구성된 인물의 인상평정치가 知的 특성만으로 구성된 인물의 그것보다 높거나(正的 특성의 경우) 낮았다(負的 특성의 경우) (조, 1982b, 1983).

이러한 실험결과들은 모두 필자의 이원모형의 타당성을 입증해 주는 것이다. 그러나, 이상의 실험들은 대상인물이 正的 또는 負的인 어느 한 쪽의 특성만으로 구성된 장면에서 수행된 것이다. 필자의 이원모형의 경험적 타당성은 이러한 실험전략 이외에도 대상인물이 正·負의 특성을 공유한 장면에서 나타나는

부적 효과(negativity effect)를 통해서도 검증될 수 있을 것이다. 즉, 정보의존상황과 호오차원 인상판단의 장면에서는 知的 특성에 의한 부적 효과가 情的 특성에 의한 그것보다 크고, 반대로 효과의존상황과 화친차원 인상판단의 장면에서는 情的 특성에 의한 부적 효과가 知的 특성에 의한 그것보다 클 것이다.

최근에 필자 등(조금호와 김인자, 1987; 조, 1988)은 이러한 사실을 직접 검증해내고 있다. 그러나, 이들 실험들은 몇가지 문제점을 안고 있는 것으로 지적되었다(조와 김, 1987, p.108; 조, 1988, p.90).

그 하나는 이들 실험에서 負的인 知的 특성어(NI)와 情的 특성어(NS)로 사용된 것은 각각 두개씩으로 이 실험들에서 밝혀진 효과가 이들 특정 단어의 특징에서 연유한 것일는지 모른다는 사실이다.

또 한가지는 이들 연구에서 부적 효과를 검증하기 위한 자극조합은 正的 특성어 2개와 負的 특성어 1개를 합하여 3개의 특성어로 이루어져 있었으므로, Feldman (1966)이 제시한 바대로 負的 특성의 첨가로 인해 야기되는 正的 단어조의 인상평정치의 변화(負的 특성의 수정력, modifying capacity)를 부적 효과로 보고, [正的 단어조의 인상평가치-해당되는 正·負 단어조의 인상평가치]를 계산하여 이를 부적 효과의 지표로 삼고 있다는 점이다. 그러나, 부적 효과의 지표는 正·負 동수의 특성으로 구성된 조합의 인상평가치가 인상정보 통합에 관한 평균 모형이나 누가모형에서 이론적으로 기대되는 평가치로부터 負的인 방향으로 이탈되는 정도를 기준으로 삼는 것이 더 타당할 것이다(Anderson, 1965; Kanouse & Hanson, 1972).

이 연구는 앞의 실험들이 안고 있는 이러한 문제점을 보완한 장면에서 나타나는 인상정보 통합양상의 분석(특히 부적 효과의 분석)을 통해 필자가 제시한 대인평가차원의 이원모형을 재검증하려는 데 목적이 있었다.

## 실 험 I

이 실험에서는 정보의존상황에서의 대상인물에 대한 평가는 그가 가진 情的 특성 보다는 知的 특성에 의해 더 큰 영향을 받고, 효과의존상황에서는 知的 특성보다는 情的 특성에 의해 더 큰 영향을 받게 될 것이라는 가설을, 正的 또는 負的인 특성만으로 대상인물을 구성한 동질조합에서의 정보통합의 양상과 正·負의 특성으로 함께 대상인물을 구성한 이질조합에서 나타나는 부적 효과를 통해 검증해 보려 하였다.

이는 필자 등의 앞선 실험(조와 김, 1987, 실험II; 조, 1988, 실험I)에서 밝혀려한 문제와 같은 것이다. 그러나, 이들 실험들은 전술한 바와 같은 비판

을 받을 수 있으므로, 본 연구에서는 다음과 같이 이를 보완하여 실험을 실시하였다.

우선, 負的인 특성을 知的 특성어(NI)와 情的 특성어(NS) 각각에서 4개씩 골라 자극어로 사용하였다. 이렇게 되면, 앞선 실험에서 NI와 NS를 각각 2개씩 사용하므로써 이들 실험에서 밝혀진 결과가 이들 특정 단어의 특징에서 연유한 것일는지 모른다는 비난을 면할 수 있을 것이다.

다음으로, 본 실험에서는 正·負 이질조합을 구성할 때 앞선 실험들과는 달리 正的 특성어와 負的 특성어를 동수로 하여 조합을 구성하였다. 그리하여, 부적 효과의 지표도 Feldman (1966)이 제시하는 “負的 특성의 수정력”으로 하지 않고, Kanouse와 Hanson (1972)이 Anderson (1965)의 결과를 재분석한 방법을 따라 “평균모형에서 이론적으로 기대되는 평가치로부터 부적인 방향으로 이탈되는 정도”로 삼아 분석하였다.

이러한 바탕에서 앞서의 가설을 검증하기 위하여 본 실험에서는 두가지 종류의 자극조합을 구성하여 피험자에게 제시하였다.

그 하나는 正的인 知的 특성어(PI)와 情的 특성어(PS) 및 負的인 知的 특성어(NI)와 情的 특성어(NS)로만 구성된 正·負동질조합이다. 이때 知的 특성어로 구성된 조합의 인상평가치는 정보의존상황에서가 효과의존상황에서보다 높거나(PI의 경우) 낮을 것이지만(NI의 경우), 반대로 情的 특성어로 구성된 조합의 인상평가치는 효과의존상황에서가 정보의존상황에서보다 높거나(PS의 경우) 낮을 것이다(NS의 경우)[예언 1].

또 하나는 PI와 PS에 각각 동수의 NI와 NS를 첨가하여 구성한 正·負 이질조합이다. 이를 통해 NI와 NS에 의해 나타나는 부적 효과를 분석할 수 있다. 이때 정보의존상황에서는 NI에 의한 부적 효과가 NS에 의한 그것보다 크지만, 반대로 효과의존상황에서는 NS에 의한 부적 효과가 NI에 의한 그것보다 클 것이다[예언 2].

## 방 법

**피험자** 서강대학교에서 심리학 교양과목을 수강하고 있는 학생 85명이 본 실험에 참가하였다. 이들은 35명 (정보의존상황조건)과 50명 (효과적의존상황조건)의 두 집단으로 나누어졌다.

**재료선정** PI, PS, NI, NS 각각에서 장성수(1978)의 자료에서의 호오도치와 화친도치, 그리고 필자(조, 1985, 1987)의 자료에서의 정보의존상황에서의 중요도치와 효과적의존상황에서의 중요도치가 각 단어집단 간에 균형을 취하도록 유념하면서, 다음의 특성어들을 뽑아 본 실험의 재료로 사용하였다.

- 正的인 知的 특성어(PI) : 유능하다, 영리하다, 틀림없다, 철저하다.  
情的 특성어(PS) : 명랑하다, 순박하다, 온순하다, 구수하다.
  - 負的인 知的 특성어(NI) : 명청하다, 미련하다, 어리석다, 조급하다.  
情的 특성어(NS) : 박정하다, 무정하다, 소심하다, 나약하다.
- 이들 각각의 척도치의 평균과 그 분포범위는 <표 1>과 같다.

<표 1> 특성별 각 척도치 평균과 분포범위

특성	척도치	정보의존상황중요도 <sup>1)</sup>		효과의존상황중요도 <sup>1)</sup>		호 오 도 <sup>2)</sup>		화 친 도 <sup>2)</sup>	
		평균	범위	평균	범위	평균	범위	평균	범위
P	I	2.11	1.92~2.29	-.60	-1.26~.01	1.60	1.23~2.04	1.40	.83~1.85
	S	-.09	-.26~.27	1.17	.40~1.61	1.60	1.56~1.76	1.83	1.74~1.89
N	I	2.40	.76~3.25	-1.55	-2.29~- .54	-1.08	-1.27~- .89	-1.22	-1.40~- .95
	S	-.14	-.53~ .17	2.28	1.15~3.00	-1.16	-1.69~- .74	-1.22	-1.76~- .67

1) - 5 ~ + 5의 11점 척도에서 얻은 척도치임

2) - 3 ~ + 3의 7점 척도에서 얻은 척도치임

재료작성 이들 특성어들을 가지고 각각 A형과 B형, 두 종류의 正·負동질 조합과 正·負이질조합을 구성하였다.

正·負 동질조합; 이는 PI, PS, NI, NS 별로 조합을 구성한 것이다. 여기에는 조합의 크기 1인 것과 2인 것이 있었다. 조합의 크기 1인 것은 전술한 16개의 특성어 각각으로 한 인물을 구성한 것이다. 이것은 A형과 B형에 공통으로 사용되었다.

조합의 크기 2인 것은 PI, PS, NI, NS 특성어 집단별로 해당되는 4개씩의 특성어들을 가지고 2개씩 짝지어 자극조합을 구성한 것이다. 이때 각 특성어 집단별로 가능한 6가지 짝( $P_2$ ) 중, 4개를 골라 본 실험의 재료로 삼았다. 이때 고르는 기준은 각 집단에 해당되는 특성어 중 의미적으로 유사한 것끼리 짝이 되는 것(예, NS의 무정하다와 박정하다)을 우선 제외하였다. 그 다음에는 이렇게 골라진 것들을 A형과 B형에 각각 2개씩이 포함되도록 나누었는데, 이때는 A형, B형에 각각 해당되는 4개씩의 특성어들이 모두 한 번씩 출현하도록 배려하였다. 그러므로, 조합의 크기 2인 正·負 동질조합은 PI, PS, NI, NS 별로 각 4개씩이었으며, 이들은 다시 각 2개씩 모두 8개로 이루어진 두 종류(A형과 B형)로 나뉘어진 셈이다.

正·負 이질조합; 이는 正的 특성어와 負的 특성어를 묶어 조합을 구성한 것이다. 그러므로,  $(PI \cdot PS) \times (NI \cdot NS)$ 의 모두 4가지 특성어 집단의 이질조합이 나오게 된다.

여기에는 조합의 크기 2인 것과 4인 것이 있었다. 조합의 크기 2인 것은 하나의 PI 또는 PS에 하나의 NI 또는 NS를 첨가하여 만든 조합이다. 이때

는 각 집단(PINI, PINS, PSNI, PSNS) 별로 가능한 16개(4×4) 중, 4개씩을 골라 본 실험의 자극재료로 사용하였다. 이때 고르는 기준은 자극조합을 구성했을 때 의미적으로 불가능하다고 판단되는 짝(예, PINI의 영리하다와 미련하다)을 우선 제외하고, 각 특성어 집단에 해당되는 8개씩(예, PINI 조합에서는 PI 4개와 NI 4개)의 특성어들이 한번씩 출현되도록 배려하였다. 이렇게 4가지 특성어 집단에서 각각 4개의 조합을 구성하고, 이들을 다시 2개씩 무선적으로 나누어 A형과 B형으로 구분하였다.

조합의 크기 4인 이질조합은 A형과 B형 별로 만들어진 조합의 크기 2인 동질조합에 해당되는 것들을 묶어 구성하였다. 이때 조합의 크기 2인 동질조합은 A형과 B형 각각에서 각 특성어 집단 별로 2개씩이었으므로, PINI, PINS, PSNI, PSNS에서 각각 4개씩(2×2)이 가능하다. 그러나, 여기에서는 각 특성어 집단별로 해당되는 조합의 크기 2인 正的 동질조합에서 하나를 우선 고른 다음 조합의 크기 2인 負的 동질조합에서 앞의 것과 의미적으로 반대가 되지 않는 것을 골라 짝지우고, 또 나머지기리 짝지우는 방식으로 하여 각 특성어 집단에서 2개씩 모두 8개의 자극조합을 A형과 B형 별로 구성하였다.

**응답용 소책자 구성** ; 응답용 소책자는 A형과 B형 두 종류로 작성하였다. 이들은 조합의 크기 1인 동질조합 16개(A형과 B형에 공통임), 조합의 크기 2인 동질조합 8개(PI, PS, NI, NS 각 2개씩), 조합의 크기 2인 이질조합 8개(PINI, PINS, PSNI, PSNS 각 2개씩), 조합의 크기 4인 이질조합 8개(PINI, PINS, PSNI, PSNS 각 2개씩)로 모두 40개의 조합으로 구성되었다.

각 특성어 조합은 “~한 사람” 또는 “~하고 ~한 사람”과 같이 제시되는 특성어가 하나의 인물을 묘사하는 형태로 제시하였다. 각각의 인물을 기술한 다음, 그 밑에 -10~+10의 21점 인상평정척을 적어 넣었다. 인상평정척은 .5cm씩 등간격으로 구획된 10cm의 가로선이었는데, 각 해당되는 점에 -10, -5, 0, 5, 10의 숫자를 적어 넣고, 나머지는 짧은 가로선으로 표시만 해 주었다. 하나의 인물과 그 평정척의 제시가 끝나면 인쇄지 전체에 가로지르는 가로선을 넣고 다음 인물을 제시하여, 서로 다른 인물임이 표시되도록 하였다.

이를 19.5 cm×27 cm의 16절지에 8개씩 인쇄하였다. 이때 동질조합의 크기 1인 조합(2장), 크기 2인 조합(1장), 이질조합의 크기 2인 조합(1장) 크기 4인 조합(1장)의 모두 5장을 작성하였다. 인쇄는 각 종류의 조합내에서 무선적으로 뒤섞어 하였는데, 단 A형과 B형은 각 특성어 조합내에서의 제시 순서가 동일하도록 하였다. 이렇게 구성된 5장을 위에서와 같은 차례로 묶고, 그 위에 표지를 덮어 모두 6장으로 이루어진 응답용 소책자를 만들었다.

절차 실험은 2개의 조건(정보의존상황조건과 효과의존상황조건)으로 나누어 집단적으로 정규 강의시간에 진행되었다.

실험은 응답용 소책자를 피험자들에게 배부해 준 후(이때 A형과 B형의 소책자를 각 조건에서 대략 반반씩 나누어 피험자들에게 배부하였다) 지시문을 통해 피험자들이 처할 상황과 평정척을 설명해 준 다음, 각 인물에 대한 인상을 평정하는 순서로 진행하였다. 이때 주어진 지시문의 요지는 다음과 같다.

이 실험은 인상형성에 관한 것입니다. 즉, 사람들이 타인의 여러가지 특성들을 보고, 이 특성들을 통해 어떻게 그 사람에 대한 인상을 형성하는지를 알아보려는 것입니다.

그런데, 일상생활의 경험을 통해 보면, 우리가 다른 사람을 만나 그에 대한 인상을 형성하게 될 때 우리는 내가 지금 처해 있는 상황이 어떤 것이냐에 따라 똑같은 사람에 대해서라도 서로 다르게 인상을 형성하는 수가 많습니다. 이 실험은 이렇게 우리가 서로 다른 상황에 처해 있을 때 우리는 어떻게 다른 사람의 인상을 평가해 내는가 하는 점을 알아보기 위한 것입니다.

이제 여러분이 \_\_\_\_\_ 라는 상황에 처해 있다고 생각해 보십시오. 그리고, 이 상황에서 여러분이 A라는 사람을 만났다고 생각해 보십시오. 그런데, 이 A라는 사람은 다음에 제시되는 바와 같은 여러가지 특성을 가지고 있는 사람이었다고 생각해 보십시오. 그리고 나서, 여러분이 그에 대한 인상을 판단한다고 생각해 보십시오.

즉, 여러분이 \_\_\_\_\_ 라는 상황에서 A라는 사람을 만났는데, 그는 다음과 같은 여러가지 특성을 가지고 있는 사람이었습니다. 이제 여러분이 해주실 일은 여러분이 \_\_\_\_\_ 라는 상황에서 만난 A라는 사람이 여러분에게 얼마나 도움이 되었는지 하는 인상을 평가해 주시는 일입니다.

자, 그럼 여러분이 처한 \_\_\_\_\_ 라는 상황을 다시 한번 명심하시고, 이 상황에서 만난 A라는 사람의 특성을 잘 보고 평가해 주시기 바랍니다.

이때 밑줄 친 부분의 내용은 의존조건에 따라 서로 달랐다. 정보의존상황 조건에는 “어떤 책을 읽어야 할지 모르겠을 때”, 효과의존상황 조건에는 “다른 사람에게 헌혈을 권유할 때” 라는 내용을 삽입하였다. 각 조건의 피험자에게 자기가 처해 있는 상황을 정확히 인식케 하기 위해 실험자가 각 상황을 교실 전면의 칠판에 쓰고, 이를 응답용 소책자의 표지에 적어 넣도록 하였다.

이때 또한 인상평가용 평정척도 칠판에 그려 놓고 설명해 주었다. 이 평정척에는 “제시된 인물이 이러한 상황에서 얼마나 도움이 될만한 사람인지” 라고 적어 놓고, 그 밑에  $-10 \sim +10$ 의 21점 평정척을 그려 넣은 다음, 양수의 숫자들 위에 “도움이 된다”, 0 위에 “반반이다”, 음수의 숫자들 위에 “도움이 안된다” 라고 써 놓았다.

이 평정척을 피험자들에게 설명해 주고, 배부받은 소책자에 제시되어 있는 각 인물의 지시받은 의존상황에서의 유용성의 인상을 각 인물의 밑에 제시되

어 있는 이러한 21점 평정척에 평가하도록 하였다. 이러한 전 과정의 실험을 실시하는데 대략 30분 정도가 소요되었다.

**실험설계** 이 실험은 기본적으로 正·負동질조합과 이질조합의 두 부분으로 이루어져 있다.

正·負동질조합의 부분은 기본적으로 2(의존상황조건)×2(A형·B형)×2(조합크기)×2(P·N)×2(I·S)에서 뒤의 3요인이 반복된 요인설계로 진행되었다.

正·負이질조합의 부분도 기본적으로 2(의존상황조건)×2(A형·B형)×2(조합크기)×2(PI·PS)×2(NI·NS)에서 뒤의 3요인이 반복된 요인설계로 진행되었다.

그러나, 결과 분석에서 피험자간 변인 중 하나인 소재자 형태(A형·B형)의 효과는 주효과나 상호작용효과 모두 유의미한 것이 나타나지 않았다 [ $F(1,81) < 2$ ]. 따라서, 동질조합이나 이질조합 모두 A형·B형의 결과를 묶어 분석하였으며, 결과적으로 실험설계는 이를 제외한 4변인의 반복측정 요인설계가 되었다.

## 결과 및 해석

본 실험의 종속측정치는 두 조건 피험자들이 제시되는 자극조합에 대해 평정한 유용성 인상평가치이었다. 이는  $-10 \sim +10$ 의 21점 척도에서 이루어졌으나, 계산의 편의를 위하여  $0 \sim 21$ 의 척도로 환적하여 종속측정치의 지표로 삼았다.

### 1. 正·負동질조합의 결과

본 실험에서 正·負동질조합에 대한 인상평가치의 결과는 필자의 이원모형을 직접 검증하는 것이 될 뿐만 아니라, 正·負이질조합의 결과를 통해 부적효과를 분석하는 기준이 된다는 점에서 중요성을 갖는다. 이때 동질조합에서의 조합의 크기 1의 결과는 이질조합에서의 조합의 크기 2인 것의 기준이 되고, 동질조합에서의 조합의 크기 2의 결과는 이질조합에서의 조합의 크기 4인 것의 기준이 되므로, 이들 결과를 따로 제시하기로 하겠다.

각 특성어 인상평가치 조합의 크기 1의 결과를 통해 각 특성어의 두 의존상황에서의 유용도 인상평가의 기준 척도치를 얻을 수 있다. 이를 제시하면 다음 <표 2>와 같다.



〈표 2〉 각 특성어 두 의존상황에서의 유용도 인상평가치 및 그 차이 (괄호안은 SD)

특 성 어	정보의존상황( $n=35$ )	효과의존상황( $n=50$ )	$t$	
PI	유능하다	16.97 (2.34)	10.56 (4.19)	8.19**
	영리하다	15.37 (2.57)	7.92 (3.83)	10.04**
	틀림없다	15.49 (3.10)	10.86 (4.30)	5.45**
	철저하다	15.66 (2.87)	6.82 (3.45)	12.43**
전 체	15.87 (2.01)	9.04 (2.77)	12.48**	
PS	명량하다	12.34 (3.03)	14.42 (2.70)	-3.32**
	순박하다	13.23 (4.14)	15.90 (2.59)	-3.66**
	온순하다	11.51 (2.28)	14.06 (2.89)	-4.35**
	구수하다	11.26 (3.80)	15.26 (2.54)	-5.83**
전 체	12.09 (2.46)	14.91 (2.13)	-5.65**	
NI	조급하다	7.31 (2.91)	7.18 (4.43)	.16
	어리석다	4.26 (4.43)	12.72 (3.83)	-9.40**
	미련하다	6.17 (3.43)	11.88 (3.44)	-7.54**
	멍청하다	5.34 (4.84)	12.82 (3.89)	-7.89**
전 체	5.77 (2.84)	11.15 (2.59)	-9.06**	
NS	나약하다	8.91 (3.09)	6.76 (4.72)	2.37**
	소심하다	9.51 (3.50)	6.06 (3.60)	4.40**
	무정하다	10.14 (3.12)	4.12 (2.93)	9.09**
	박정하다	7.83 (4.24)	2.84 (3.06)	6.31**
전 체	9.10 (2.18)	4.95 (2.12)	8.78**	

\*  $p < .05$  ( $df=83$ , 양방)

\*\*  $p < .01$  ( $df=83$ , 양방)

〈표 2〉에서 보면, 전체적으로 知的 특성의 인상평가치는 정보의존상황에서가 효과의존상황에서보다 높거나(PI) 낮고(NI), 반대로 情的 특성의 인상평가치는 효과의존상황에서가 정보의존상황에서보다 높거나(PS) 낮다(NS). 이는 본 실험의 예언 1을 직접 지지해 주는 것으로, 이러한 점은 이 표에서 피험자 별로 각 특성어 집단의 전체 평균치를 기초로 하여 변량분석한 결과, (의존상황)×(P·N)×(I·S)의 3원 상호작용이 유의미한 것으로 검출되고 있다 [ $F(1,83)=286.15, p < .01$ ]는 사실에서도 잘 드러나고 있다.

동질 정보의 통합 동질조합에서 조합의 크기가 2인 자극조합은 PI, PS, NI, NS의 각 특성집단 별로 2개씩의 특성어로 자극대상인물을 구성한 것으

로, 이 결과의 분석을 통해 각 의존상황에서 동질 정보가 통합되어 최종 인상 평가치로 나타나는 양상을 분석할 수 있다. 각 특성어 집단에 속하는 2개씩의 자극조합(각 특성어 집단에 속하는 자극조합은 4개씩이었으나, 이는 A형, B형 소책자에 2개씩 나뉘어 실행되었으므로, 각 피험자들은 2개씩의 자극조합을 평정하였다)에 대한 인상평가치의 평균을 피험자별 종속측정치의 지표로 하여 분석하였다. 이의 두 의존상황별 평균치와 그 차이를 제시하면 다음 <표 3>과 같다.

〈표 3〉 크기 2인 동질조합의 유용도 인상평가치 평균과 그 차이(괄호안은 SD)

의존상황	특성조합		P		N	
	I	S	I	S	I	S
정보의존상황 (n=35)	17.13(2.19)	12.89(2.66)	4.73(3.91)	7.44(3.02)		
효과의존상황 (n=50)	8.37(3.42)	15.70(2.48)	10.09(3.28)	3.93(2.56)		
<i>t</i>	13.36**	-4.99**	-6.85**	5.78**		

\*\*  $p < .01$  ( $df = 83$ , 양방)

〈표 3〉에서 보면, 조합의 크기 1인 경우와 마찬가지로, 知的 특성의 인상 평가치는 정보의존상황에서가 효과의존상황에서보다 높거나(PI) 낮고(NI), 반대로 情的 특성의 인상평가치는 효과의존상황에서가 정보의존상황에서보다 높거나(PS) 낮다(NS). 이의 변량분석 결과에서도 (의존상황) × (P · N) × (I · S)의 3원 상호작용이 유의미한 것으로 검출되고 있는 바 [ $F(1, 83) = 192.78$ ,  $p < .01$ ], 이러한 결과도 본 실험의 예언 1을 직접 지지해 주고 있는 것이다.

조합의 크기 효과 본 실험에서 얻어진 자료를 전체로 변량분석해 본 결과 조합의 크기의 주효과가 유의미한 것으로 밝혀졌으므로 [ $F(1, 83) = 7.52$ ,  $p < .01$ ], 본 실험에서 나타난 조합의 크기 효과를 직접 분석해 보았다. 이는 피험자별로 正的 조합(PI와 PS)에서는 [조합의 크기 2의 평가치 - 조합의 크기 1의 평가치]를, 그리고 負的 조합(NI와 NS)에서는 [조합의 크기 1의 평가치 - 조합의 크기 2의 평가치]를 계산하여 분석하였다. 이의 각 조건별 평균치와 그 유의도(조합의 크기 2와 1의 유용도 인상평가치의 차의 유의도)를 제시하면 다음 <표 4>와 같다.

〈표 4〉 각 조건·특성별 조합의 크기효과 (괄호안은 SD)

의존상황	P		N	
	I	S	I	S
정보의존상황 (n=35)	1.26**(2.03)	.80* (1.78)	1.04* (3.04)	1.66**(2.01)
효과의존상황 (n=50)	-.67* (2.35)	.79**(1.57)	1.06**(2.26)	1.02**(2.24)

\*  $p < .05$  (정보의존상황의  $df=34$ , 효과의존상황의  $df=49$ ; 양방)

\*\*  $p < .01$  (정보의존상황의  $df=34$ , 효과의존상황의  $df=49$ ; 양방)

〈표 4〉에서 보면, 효과의존상황 조건에서의 PI 특성조합에 대한 인상평가의 경우를 제외하고는 모든 특성조합에서 조합의 크기 효과가 검출되고 있다. 여기서 효과의존상황조건에서의 PI에 대한 인상평가에서 오히려 조합의 크기 1의 평가가 조합의 크기 2인 것보다 높게 나온 것은, 앞의 〈표 2〉에서 보듯이, 이 집단에 속하는 4개의 특성어 중 영리하다와 철저하다는 효과의존상황에서의 유용도가 부정적(10을 기준으로 하여 이보다 그 평가치가 작으면 부정적인 것이라 볼 수 있음)이라는 데에 그 까닭이 있다고 해석할 수 있을 것이다.

또한, 위의 〈표 4〉의 결과를 변량분석해 보면, 의존상황의 주효과 [ $F(1,83) = 6.27, p < .05$ ], PN의 주효과 [ $F(1,83) = 7.52, p < .01$ ] 및 (의존상황)  $\times$  (P·N)  $\times$  (I·S)의 상호작용효과 [ $F(1,83) = 11.17, p < .01$ ]가 유의미한 것으로 검출되고 있는데, 이는 모두 효과의존상황조건에서의 PI 조합의 결과에서 연유하고 있는 것이다. 이는 두 의존조건 간의 조합의 크기 효과의 차이는 PI의 경우에만 유의미하고( $t = 3.94, df = 83, p < .01$ ), PS나 NI(모두  $t < 1$ ) 및 NS( $t = 1.36, df = 83, p > .05$ )에서는 모두 의미없는 것으로 밝혀지고 있다는 점에서도 드러나고 있다.

## 2. 正·負이질조합의 결과(부적 효과)

본 실험에서의 正·負이질조합은 正·負 동수의 특성으로 구성하였다. 따라서, 여기서 나타나는 부적효과는 본 실험에서 얻어진 正·負이질조합의 인상평가치가 평균모형에서 이론적으로 기대되는 인상평가치로부터 이탈된 정도로 계산될 수 있다(Anderson, 1965; Kanouse & Hanson, 1972). 그러므로, 본 실험에서는 피험자별로 각 의존조건과 조합의 크기에서 [해당되는 동질조합의 인상평가치의 평균-해당되는 이질조합의 인상평가치]를 계산하여 부적 효과의 지표로 삼았다.

예를 들면, 조합의 크기 2인 PINI 조합에서의 “유능하고 명칭한 사람”의 경우, 조합의 크기 1인 동질조합에서 “유능한 사람”과 “명칭한 사람”에 대한 인상평가치의 평균을 계산하여 평균모형에서 이론적으로 기대되는 평가치

로 보고, 여기에서 이질조합에서 얻어진 인상평가치(“유능하고 명칭한 사람”에 대한 인상평가치)를 빼서 나온 값을 “유능하고 명칭한 사람”이라는 PINI 조합에서 나타난 부적 효과의 크기로 삼았다. 이렇게 하여 각 조건의 피험자별로 두 조합의 크기(2와 4)에서 각각 PINI, PINS, PSNI, PSNS에 해당되는 2개씩의 자극조합에서 얻어진 부적 효과의 평균치를 산출하여 각 피험자별로 각 조합의 크기와 특성어집단에서의 부적 효과의 지표로 삼아 결과를 분석하였다.

이렇게 얻어진 부적 효과의 전체 변량분석 [2(의존상황)×2(조합의 크기)×2(PI·PS)×2(NI·NS)] 결과, 조합의 크기 효과는 주효과나 가능한 7개의 상호작용효과나 모두 유의미하지 않았다 [ $F(1,83) < 3, p > .05$ ]. 따라서, 본 실험에서는 조합의 크기 2와 4의 결과를 묶어 피험자별로 계산한 평균치를 부적 효과 분석의 최종 지표로 삼았다.

이렇게 하여 얻어진 각 조건별·특성조합별 부적 효과의 평균치와 이의 유의도(평균모형에서 이론적으로 기대되는 평가치로부터 이탈된 정도의 유의도)는 다음 <표 5>와 같다.

<표 5> 의존상황·특성조합별 부적 효과 (괄호안은 SD)

의존상황 \ 특성조합	PI		PS	
	NI	NS	NI	NS
정보의존상황 (n=35)	.89* (3.09)	-.39 (2.87)	.49(2.65)	1.12**(2.30)
효과의존상황 (n=50)	.72**(1.80)	1.77**(2.07)	-.16(1.89)	.94**(2.12)

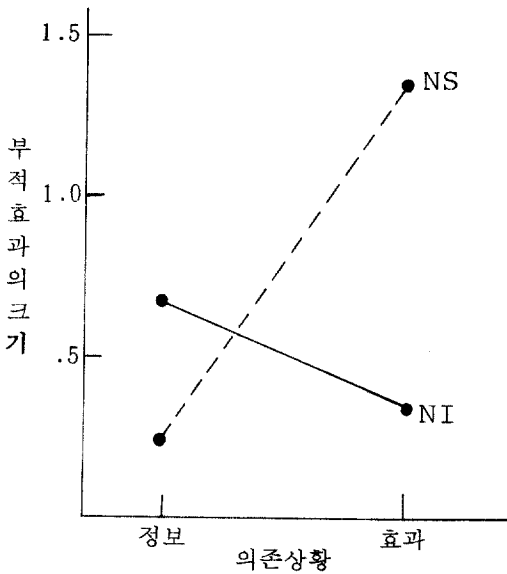
\*  $p < .05$  (정보의존상황의  $df=34$ , 양방)

\*\*  $p < .01$  (정보의존상황의  $df=34$ , 효과의존상황의  $df=49$ ; 양방)

<표 5>에서 보면, 정보의존상황조건에서는 PINI와 PSNS에서 부적 효과가 크게 검출되고, 효과의존상황조건에서는 PSNI를 제외한 전 특성조합에서 부적 효과가 나타나고 있다. 정보의존상황조건에서도 전체적으로는 부적 효과(.52)가 나타난 것으로 검출되고 있으며( $t = 2.06, df = 34, p < .05$ ), 효과의존상황조건에서도 부적 효과(.82)가 전체적으로 검출되고 있다( $t = 4.87, df = 49, p < .01$ )

이러한 부적 효과는 <표 5>에서 보듯이, 의존상황과 특성조합에 따라 큰 차이를 보이고 있다. 이러한 사실은 이 결과를 변량분석하였을 때, 의존상황과 NI·NS의 상호작용이 유의미한 것으로 검출되고 있다 [ $F(1,83) = 6.66, p < .05$ ]는 점에서도 잘 드러나고 있다. 이는 정보의존상황에서는 NI의 부적 효과(.69)가 NS의 그것(.37)과 별 차이를 보이지 않지만 ( $t = .68, df$

= 34,  $p < .05$ ), 효과의존상황에서의 NS의 부적 효과(1.35)가 NI의 그것(.28)보다 큼 ( $t = 3.47, df = 49, p < .01$ )을 의미하는 것으로, 이를 도시하면 [그림 1]과 같다.



[그림 1] 의존상황과 NI, NS별 부적 효과

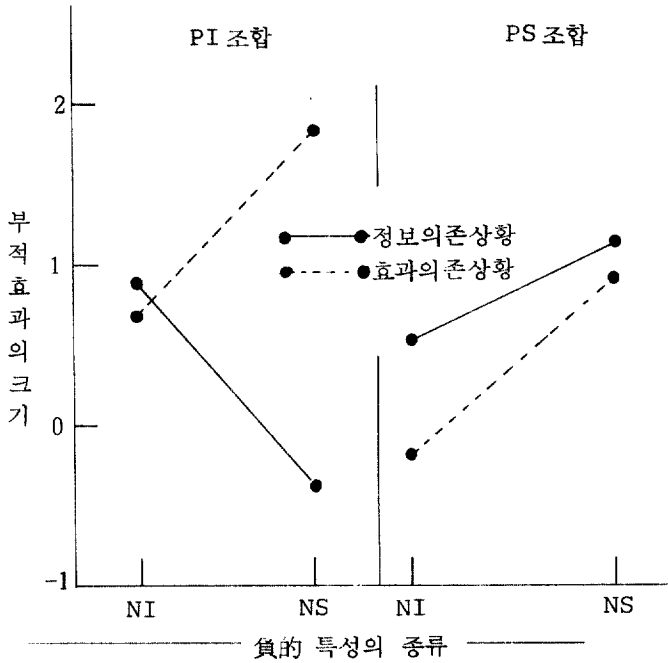
[그림 1]에서 보이는 바와 같은 결과는 본 실험의 예언 2를 직접 지지해 주고있는 것이라고 볼 수 있다.

또한, 변량분석의 결과에서는 (의존상황)×(PI·PS)×(NI·NS)의 3원 상호작용이 유의미한 것으로 검출되고 있다 [ $F(1,83) = 5.50, p < .05$ ]. 이는 <표 5>에서 보듯이, 정보의존상황에서는 PINI의 부적 효과가 PINS의 그것보다 크지만 ( $t = 2.03, df = 34, p < .05$ ), 효과의존상황에서는 PINS의 부적 효과가 PINI의 그것보다 크며 ( $t = 2.73, df = 49, p < .01$ ), 또한 정보의존상황에서는 PSNI

의 부적 효과나 PSNS의 그것이 별 차이가 없지만 ( $t = 1.16, df = 34, p > .05$ ), 효과의존상황에서는 PSNS의 부적 효과가 PSNI의 그것보다 큼 ( $t = 2.93, df = 49, p < .01$ )을 의미하는 것이다.

즉, 효과의존상황에서는 PI와 조합을 이루거나 PS와 조합을 이루거나 간에 NS의 부적 효과가 NI의 그것보다 항상 크지만, 정보의존상황에서는 PI와 조합을 이룰 때만 NI의 부적 효과가 NS보다 크고 PS와 조합을 이룰 때는 아무런 차이를 보이지 않는 것이다. 이러한 사실은 [그림 2]에서 분명히 드러나고 있는데, 이러한 결과도 대체로 본 실험의 예언 2를 지지해 주고 있는 것이라 볼 수 있을 것이다.

이상과 같은 본 실험의 결과들은 모두 본 실험의 가설에서 예언하는 바대로의 것이다. 그러므로, 본 실험의 결과는 전반적으로 정보의존상황에서는 知的 특성을 중심으로, 그리고 효과의존상황에서는 情的 특성을 중심으로 대상인물에 대한 인상이 형성될 것이라는 필자의 대인평가차원의 이원모형을 지지해 주고 있다고 해석할 수 있을 것이다.



[그림 2] 부적 효과의 3 원 상호작용

## 실 험 II

이 실험에서는 호오차원의 인상평가를 할 때에는 대상인물이 가진 情的 특성 보다는 知的 특성에 의해 더 큰 영향을 받고, 화친차원의 인상평가를 할 때에는 知的 특성 보다는 情的 특성에 의해 더 큰 영향을 받게 될 것이라는 가설을 실험 I 과 동일한 자극재료를 가지고 검증해 보려 하였다.

이때 正·負동질조합에서 知的 특성어로 구성된 조합의 인상평가치는 호오차원에서가 화친차원에서보다 높거나(PI의 경우) 낮을 것이지만(NI의 경우), 반대로 情的 특성어로 구성된 조합의 인상평가치는 화친차원에서가 호오차원에서보다 높거나(PS의 경우) 낮을 것이다(NS의 경우) [예언 1].

또한, 正·負이질조합에서 나타나는 부적 효과는 호오차원 인상평가의 경우에는 NI에 의한 것이 NS에 의한 것보다 크지만, 반대로 화친차원 인상평가의 경우에는 NS에 의한 것이 NI에 의한 것보다 클 것이다 [예언 2].

## 방 법

**피험자** 서강대학교에서 심리학 교양과목을 수강하고 있는 학생 103명이 본 실험에 참가하였다. 이들은 56명(호오차원조건)과 47명(화친차원조건)의 두 집단으로 나누어졌다.

**재료선정 및 작성** 실험 I 과 동일하였다.

**절차** 실험의 절차는 실험 I 과 같았으나 각 조건에 대한 지시문의 내용과 인상평가의 차원만 달랐다. 호오차원조건을 위한 지시문의 요지는 다음과 같다.

제 3자가 어떤 사람에 대해 하는 얘기를 듣고 그에 대한 인상을 평가할 때 우리는 종종 “그 사람이 객관적으로 볼 때 얼마나 좋은 사람인지 아니면 나쁜 사람인지” 하는 점에는 별로 주의를 기울이지 않고 “내가 주관적으로 그 사람을 얼마나 좋아할는지 혹은 싫어할는지” 하는 데 따라 인상을 형성하는 수가 많습니다. 그러나, 오늘날에는 “내가 주관적으로 그 사람을 얼마나 좋아할는지 혹은 싫어할는지” 하는 것보다는 “그 사람이 객관적으로 볼 때 얼마나 좋은 사람인지 아니면 나쁜 사람인지” 하는 평가가 더욱 중요합니다. 그 래야만 상대방과 올바른 관계를 맺을 수 있기 때문입니다.

이와 같은 요지 외에 두 차원의 인상을 비교하면서 객관적인 호오차원의 인상을 평가할 것을 3번 강조하여 반복하였다.

화친차원조건인 경우에는 호오차원조건인 지시에서 “객관적으로 볼 때 얼마나 좋은 사람인지 아니면 나쁜 사람인지” 하는 구절과 “내가 주관적으로 그 사람을 얼마나 좋아할는지 혹은 싫어할는지” 하는 구절만을 바꾸어 넣고, 주관적인 화친차원의 인상을 평가할 것을 3번 강조하여 반복하였다.

지시문의 제시가 끝난 후 피험자들에게 자기가 판단할 인상차원을 인식케 하기 위해 실험자가 호오, 화친차원 별로 각각 “객관적으로 볼 때 얼마나 좋은 사람인지 아니면 나쁜 사람인지”, “내가 주관적으로 이 사람을 얼마나 좋아할는지 혹은 싫어할는지” 라고 교실 전면의 칠판에 쓰고, 이를 응답용 소책자의 표지에 적어 놓도록 하였다.

이때 칠판에는 이러한 구절 밑에 각각의 인상평정척도 함께 제시하였다. 인상평정척은  $-10 \sim +10$  의 21 점 척도이었는데, 호오차원조건에는 이 평정척 위에 “객관적인 관점에서 볼 때 이 사람은” 이라고 적은 다음,  $+10$  위에 “아주 좋은 사람이다”,  $0$  위에 “반반이다”,  $-10$  위에 “아주 나쁜 사람이다” 라고 적어 놓고, 나머지는 숫자만 기입하였다. 화친차원조건에는 “주관적(개인적)으로 볼 때 나는 이 사람을” 이라고 적어 놓은 다음,  $+10$  위에

“아주 좋아한다”, 0 위에 “반반이다”, -10 위에 “아주 싫어한다”라고 적어 놓고, 나머지는 숫자만 기입하였다.

이러한 평정척을 피험자들에게 설명해 준 다음, 배부받은 소책자에 제시되어 있는 각 인물의 지시받은 차원에서의 인상을 각 인물 밑에 제시된 이러한 21점 평정척에 평정토록 하였다. 이러한 전 과정의 실험을 진행하는 데 대략 30분 정도가 소요되었다.

**실험설계** 실험설계도 피험자간 변인 중 의존상황이 인상차원조건으로 바뀐 것을 제외하고는 실험 I 과 동일하였다. 그러나, 결과 분석에서 피험자간 변인 중 하나인 소책자 형태(A형, B형)의 효과는 주효과나 상호작용효과 모두 유의미한 것이 나타나지 않았으므로  $[F(1,99) < 2]$ , 각 조건에서 소책자 형태에 나누어진 피험자들의 결과를 묶어서 분석하였다.

그러므로, 正·負동질조합의 부분은 기본적으로 2(인상차원조건)×2(조합크기)×2(P·N)×2(I·S)에서 뒤의 3요인이 반복된 요인설계로 진행되었으며, 正·負이질조합의 부분은 2(인상차원조건)×2(조합크기)×2(PI·PS)×2(NI·NS)에서 역시 뒤의 3요인이 반복된 요인설계로 진행된 셈이다.

## 결과 및 해석

본 실험의 종속측정치는 두 조건 피험자들이 제시되는 자극조합에 대해 각각 평정한 호오차원과 화친차원의 인상평가치이었다. 이는 -10~+10의 21점 척도에서 이루어졌으나, 여기서도 역시 계산의 편의를 위하여 0~21의 척도로 환적하여 종속측정치의 지표로 삼았다.

### 1. 正·負동질조합의 결과

각 특성어 호오 및 화친 인상평가치 조합의 크기 1의 결과를 통해 각 특성어의 호오와 화친 인상평가의 기준 척도치를 얻을 수 있다. 이를 제시하면 다음 <표 6>과 같다.

<표 6>에서 보면, 전체적으로 知的 특성의 인상평가치는 호오차원 조건에서 화친차원 조건에서보다 높거나(PI) 낮고(NI), 반대로 情的 특성의 인상평가치는 화친차원조건에서가 호오차원조건에서보다 높거나(PS) 낮다(NS).

이는 본 실험의 예언 1을 직접 지지해 주는 것으로, 이러한 점은 이 표에서 피험자별로 각 특성어 집단의 전체 평균치를 기초로 변량분석을 해 본 결과, (인상차원)×(P·N)×(I·S)의 3원 상호작용이 유의미한 것으로 검출되고 있다  $[F(1,101) = 91.30, p < .01]$ 는 사실에서도 잘 드러나고 있다.



〈표 6〉 각 특성어 호오 및 화친 인상평가치 및 그 차이(괄호안은 SD)

특 성 어	호오인상평가치 (n=56)	화친인상평가치 (n=47)	t	
PI	유능하다	17.11(2.86)	15.43(2.46)	3.17**
	영리하다	15.68(3.12)	13.68(3.46)	3.08**
	틀림없다	16.50(3.08)	13.96(3.93)	3.68**
	철저하다	15.46(3.58)	11.60(4.16)	5.07**
	전 체	16.19(2.46)	13.67(2.70)	4.96**
PS	명랑하다	14.02(2.86)	15.94(2.80)	-3.42**
	순박하다	11.82(3.66)	16.00(2.84)	-6.38**
	온순하다	12.95(2.64)	14.34(3.38)	-2.35*
	구수하다	11.48(3.66)	15.62(2.68)	-6.43**
	전 체	12.57(2.48)	15.47(1.90)	-6.58**
NI	조급하다	8.02(2.68)	6.47(3.34)	2.61**
	어리석다	2.84(3.07)	7.32(3.70)	-6.72**
	미련하다	4.77(3.32)	6.53(3.17)	-2.74**
	멍청하다	3.75(3.20)	6.57(3.86)	-4.07**
	전 체	4.84(2.19)	6.72(2.39)	-4.17**
NS	나약하다	8.07(3.21)	7.62(3.70)	.67
	소심하다	9.07(3.76)	5.68(3.30)	4.82**
	무정하다	9.36(4.42)	4.79(2.92)	6.06**
	박정하다	8.18(4.43)	3.91(3.26)	5.47**
	전 체	8.67(2.91)	5.50(2.03)	6.29**

\*  $p < .05$  ( $df = 101$ , 양방)

\*\*  $p < .01$  ( $df = 101$ , 양방)

**동질 정보의 통합** 동질조합에서 조합의 크기가 2인 경우는 각 특성어 집단에 속하는 2개씩의 자극조합에 대한 인상평가치의 평균을 피험자별 종속측정치의 지표로 하여 분석하였다. 이의 두 인상차원 조건별 평균치와 그 차이를 제시하면 다음 〈표 7〉과 같다.

〈표 7〉 크기 2인 동질조합의 호오 및 화친 인상평가치  
평균과 그 차이(괄호안은 SD)

특성조합 인상차원	P		N	
	I	S	I	S
호오차원 (n=56)	17.53(3.06)	13.42(2.96)	3.02(2.30)	6.96(3.57)
화친차원 (n=47)	13.00(3.39)	16.67(2.24)	4.34(3.01)	3.52(2.51)
t	7.12**	-6.19**	-2.52*	5.56**

\*  $p < .05$  ( $df=101$ , 양방)

\*\*  $p < .01$  ( $df=101$ , 양방)

〈표 7〉에서 보면, 조합의 크기가 1인 경우와 마찬가지로, 知的 특성의 인상평가치는 호오차원조건에서가 화친차원조건에서보다 높거나(PI) 낮고(NI), 반대로 情的 특성의 인상평가치는 화친차원조건에서가 호오차원조건에서보다 높거나(PS) 낮다(NS). 이의 변량분석 결과에서도 (인상차원)×(P·N)×(I·S)의 3원 상호작용이 유의미한 것으로 검출되고 있는데 [ $F(1,101) = 93.03, p < .01$ ], 이러한 결과도 본 실험의 예언 1을 직접 지지해 주고 있는 것이다.

**조합의 크기 효과** 본 실험에서 얻어진 결과를 전체로 변량분석해 본 결과 조합의 크기의 주효과가 유의미한 것으로 밝혀졌으므로 [ $F(1,101) = 40.39, p < .01$ ], 본 실험에서도 실험 I에서와 마찬가지로 피험자별로 正的 조합(PI와 PS)에서는 [조합의 크기 2의 평가치-조합의 크기 1의 평가치]를, 그리고 負的 조합(NI와 NS)에서는 [조합의 크기 1의 평가치-조합의 크기 2의 평가치]를 계산하여, 각 특성어 집단별 조합의 크기 효과를 직접 분석하였다. 이의 평균치와 그 유의도(조합의 크기 2와 1의 호오 및 화친 인상평가치의 차의 유의도)를 제시하면 다음 〈표 8〉과 같다.

〈표 8〉 호오·화친차원 인상평가치의 특성별 조합의 크기 효과 (괄호안은 SD)

특성조합 인상차원	P		N	
	I	S	I	S
호오차원 (n=56)	1.34**(1.75)	.85**(1.74)	1.83**(1.94)	1.70**(2.13)
화친차원 (n=47)	-.66*(1.82)	1.20**(1.50)	2.38**(2.26)	1.98**(1.73)

\*  $p < .05$ (화친차원조건의  $df = 46$ , 양방)

\*\*  $p < .01$ (호오차원조건의  $df = 55$ , 화친차원조건의  $df = 46$ ; 양방)

〈표 8〉에서 보면, 실험 I에서와 마찬가지로 화친차원조건에서의 PI의 경우를 제외하고는 모든 특성조합에서 조합의 크기효과가 검출되고 있다. 여기서 PI에 대한 화친차원 인상평가조건에서 오히려 역의 조합의 크기 효과가 나온 것은, 앞의 〈표 6〉에서 보듯이 이 집단에 속하는 4개 특성어 중 철저하다는 비교적 중립적인 화친인상평가치를 갖는 것이고, 영리하다와 틀림없다도 그리 높은 화친평가치를 보이지 않는 것이었던 데에 그 까닭이 있다고 해석할 수 있을 것이다.

또한, 위의 〈표 8〉의 결과를 변량분석해 보면, P·N의 주효과 [ $F(1,101) = 40.39, p < .01$ ], (인상차원)×(P·N)의 상호작용효과 [ $F(1,101) = 9.38, p < .01$ ], (P·N)×(I·S)의 상호작용효과 [ $F(1,101) = 8.98, p < .01$ ]

및 (인상차원)×(P·N)×(I·S)의 상호작용효과 [ $F(1,101) = 17.23, p < .01$ ]가 유의미하게 검출되고 있는데, 이는 대체로 화친차원의 PI조합의 결과에서 연유하고 있는 것이라 볼 수 있다.

이는 두 인상차원조건 간의 조합의 크기 효과의 차이는 PI의 경우에만 유의미하고 ( $t = 5.69, df = 101, p < .01$ ), PS, NI, NS의 경우에는 모두 의미없는 것으로 밝혀지고 있다 (모두  $t < 1.50, p > .05$ )는 점에서도 드러나고 있다.

그러나, 이러한 결과의 원인을 전적으로 이상과 같이 PI에 속하는 특정 특성어(철저하다 등)의 화친평가치가 중립적이었던 데에서만 찾을 수는 없을 듯하다. 이는 <표 8>에서의 正的 특성과 負的 특성의 전체적인 조합의 크기 효과 간에는 화친차원조건 (.27:2.18)에서만 유의미한 차이가 있는 것이 아니라 ( $t = -6.66, df = 46, p < .01$ ) 호오차원조건(1.10:1.77)에서도 유의미한 차이가 있으며 ( $t = -2.36, df = 55, p < .05$ ), 또한 PS와 NS조합의 조합의 크기 효과 간에는 정보의존조건에서나 (.85:1.70;  $t = -2.52, df = 55, p < .05$ ) 효과의존조건에서나 (1.20:1.98 ;  $t = -2.68, df = 46, p < .01$ ) 모두 유의미한 차이가 있다는 사실에서 확인될 수 있다. 이러한 결과들은 대체로 호오차원조건에서나 화친차원조건에서나 負的 동질조합의 조합의 크기 효과가 正的 동질조합의 조합의 크기 효과보다 더 큼을 나타내 주는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

## 2. 正·負이질조합의 결과 (부적 효과)

본 실험에서도 실험 I에서와 마찬가지로 피험자별로 각 인상차원조건과 조합의 크기에서 [해당되는 동질조합의 인상평가치의 평균-해당되는 이질조합의 인상평가치]를 계산하고, 4가지 특성어 집단(PINI, PINS, PSNI, PSNS)에 해당되는 2개씩의 자극조합에서 얻어진 이러한 값의 평균치를 산출하여 피험자별 각 조합의 크기와 특성어 집단에서의 부적 효과의 지표로 삼았다.

이렇게 얻어진 부적 효과의 전체 변량분석 [ $2(\text{인상차원}) \times 2(\text{조합의 크기}) \times 2(\text{PI} \cdot \text{PS}) \times 2(\text{NI} \cdot \text{NS})$ ] 결과, 조합의 크기 효과는 주효과나 가능한 7개의 상호작용효과 모두 유의미하지 않았다 [ $F(1,101) < 2, p > .05$ ]. 따라서, 본 실험에서도 실험 I에서와 마찬가지로 조합의 크기 2와 4의 결과를 묶어 피험자별로 계산한 평균치를 부적 효과 분석의 최종 지표로 삼았다.

이렇게 하여 얻어진 각 조건별·특성집단별 부적 효과의 평균치와 이의 유의도(평균모형에서 이론적으로 기대되는 평가치로부터 이탈된 정도의 유의도)는 다음 <표 9>와 같다.

〈표 9〉 인상차원 · 특성조합별 부적 효과 (괄호 안은 SD)

인상차원	PI		PS	
	NI	NS	NI	NS
호오차원 (n=56)	.16 (2.94)	-.59 (2.44)	.98**(2.48)	1.40**(2.08)
화친차원 (n=47)	1.11**(2.31)	2.25**(3.24)	.40 (2.15)	1.53**(2.18)

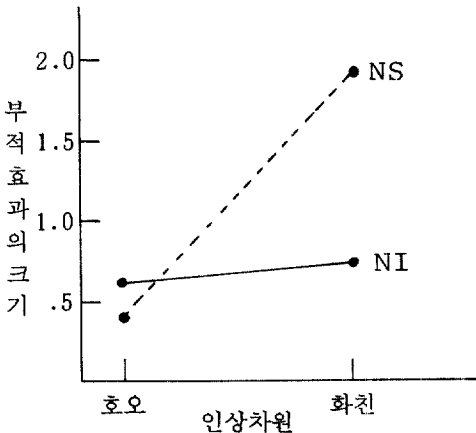
\*\*  $p < .01$  (호오차원조건  $df = 55$ , 화친차원조건  $df = 46$ ; 양방)

〈표 9〉에서 보면, 호오차원조건에서는 PSNI와 PSNS에서 부적 효과가 크게 나타나고, 화친차원조건에서는 PSNI를 제외한 전 특성조합에서 부적 효과가 유의미한 것으로 검출되고 있다. 실험 I에서와 마찬가지로, 호오차원조건에서도 전반적인 부적 효과(.49)는 유의미한 것으로 검출되고 있으며( $t = 2.45$ ,  $df = 55$ ,  $p < .05$ ), 화친차원조건에서도 전체적으로 유의미한 부적 효과(1.32)가 나타나고 있다( $t = 6.21$ ,  $df = 46$ ,  $p < .01$ ).

이 결과를 변량분석해 보면, 인상차원조건  $df$ 의 주효과가 유의미한 것으로 나타나고 있다 [ $F(1,101) = 8.13$ ,  $p < .01$ ]. 이는 호오차원조건  $df$ 의 전반적인 부적 효과보다는 화친차원조건  $df$ 의 전반적인 부적 효과가 더 큼을 의미하는 것이다. 이는 필자의 앞선 연구(조, 1987, 실험 II)의 결과와 같은 것이다.

또한, 변량분석의 결과에서는 (인상차원) × (NI · NS)의 상호작용이 유의미한 것으로 나타나고 있다 [ $F(1,101) = 7.28$ ,  $p < .01$ ]. 이는 호오차원조건에서는 NI에 의한 부적 효과(.57)와 NS에 의한 그것(.41)이 차이가 없지만( $t < 1$ ), 화친차원조건에서는 NS에 의한 부적 효과(1.99)가 NI에 의한 그것(.76)보다 유의미하게 큼 ( $t = 3.28$ ,  $df = 46$ ,  $p < .01$ )을 의미하는 것이다. 이를 도시하면 [그림 3]과 같이 되는데, 이 그림에서 보이는 바와 같은 결과는 본 실험의 예언 2를 직접 지지해 주고 있는 것이다.

이상과 같은 본 실험의 결과들은 모두 본 실험의 가설에서 예측하는 바대로의 것이다. 그러므로, 본 실험의 결과도 전반적으로 호오차원의 인상평가는 대상인물이 가지고 있는 知的 특성을 중심으로, 그리고 화친차원의 인상평가는 情的 특성을 중심으로 하여 이루어지게 된다는 필자의 대



〔그림 3〕 인상차원과 NI · NS별 부적효과

인평가차원의 이원모형을 지지해 주고 있다고 해석할 수 있을 것이다.

## 총 합 논 의

이상과 같은 두가지 실험의 결과는 필자의 대인평가차원의 이원모형에서 예측하는 바대로의 것이다.

正的 또는 負的 특성으로 구성된 正·負동질조합의 경우, 정보의존상황에서의 유용성 인상평가치나(실험 I) 호오차원 인상평가치는(실험 II) 知的 특성으로 구성된 인물일 때가 情的 특성으로 구성된 인물일 때보다 더 높거나(PI) 낮았고(NI), 반대로 효과의존상황에서의 유용성 인상평가치나(실험 I) 화친차원 인상평가치는(실험 II) 情的 특성으로 구성된 인물일 때가 知的 특성으로 구성된 인물일 때보다 더 높거나(PS) 낮았다(NS). 이는 필자 등(조, 1982b, 1983, 1988 ; 조와 김, 1987)의 선행 연구 결과와 일치하는 것으로, 知的 특성은 정보의존상황에서의 호오차원 인상판단의 단서로 작용하고, 情的 특성은 효과의존상황에서의 화친차원 인상판단의 단서로 작용함을 드러내 주고 있는 결과이다.

正的 특성과 負的 특성을 공유하고 있는 正·負이질조합에서 나타난 부적 효과를, Feldman(1966)이나 Rokeach(1968) 또는 Birnbaum(1972)과 같이 負的 특성이 갖는 인상 수정력을 지표로 하여 분석하지 않고, Anderson(1965)이나 Kanouse와 Hanson(1972)을 따라 평균모형에서의 이론적 기대치로부터 負的인 방향으로 이탈된 정도를 지표로 하여 분석해 본 결과도 모두 본 연구의 가설을 지지해 주고 있다.

즉, 정보의존상황에서 유용성 인상을 판단할 때나(실험 I) 호오차원의 인상을 평가할 때는(실험 II) 知的 특성(NI)이 유발하는 부적 효과가 情的 특성(NS)이 유발하는 부적 효과보다 더 컸으며, 반대로 효과의존상황에서 유용성 인상을 평가할 때나(실험 I) 화친차원의 인상을 평가할 때는(실험 II) 情的 특성(NS)이 유발하는 부적 효과가 知的 특성(NI)이 유발하는 부적 효과보다 더 컸다. 이러한 결과도 선행 연구의 결과(조와 김, 1987 ; 조, 1988)와 일치하는 것으로, 이 또한 필자의 이원모형의 경험적 타당성을 입증해 주고 있는 것이라 볼 수 있다.

본 연구의 결과에서 선행 연구(조, 1983) 결과와 다르게 나온 것은 조합의 크기 효과이다. 본 연구에서는 실험 I이나 실험 II에서 正·負동질조합에서는 모든 특성어 집단에서 조합의 크기 효과가 검출되고 있다.

이 중 필자의 선행 연구(조, 1983)와 직접 비교해 볼 수 있는 것은 호오차원과 화친차원조건을 조작한 실험 II의 결과이다. 이 선행 연구에서는 PI, PS, NI, NS의 특성어 집단에서 조합의 크기를 3과 5로 달리 하여 자극조합을 구

성하고 피험자들에게 호오와 화친차원의 인상을 평가시키면, 호오차원조건에서는 전 특성어집단에서 조합의 크기 효과가 나타나지만, 화친차원조건에서는 PS와 NS 등 情的 특성이 집단에서만 크기 효과가 나타나고, PI와 NI 등 知的 특성어 집단에서는 크기 효과가 전혀 나타나지 않는 결과를 얻었다. 필자는 이를 Hamilton과 Fallot(1974)의 인상판단차원에 따라 각 특성이 갖는 정보우월성(information salience)의 개념으로 설명하였었다.

즉, 호오차원 인상평가의 경우에서 보다는 화친차원 인상평가의 경우에 제시되는 특성들의 정보우월성이 더 두드러지게 작용하게 되어, 화친차원 인상평가를 할 때는 이 차원의 단서 특성인 情的 특성은 더 두드러지게 부각되지만 이 차원의 단서 특성이 되지 못하는 知的 특성은 그렇지 못한 데에 그 까닭이 있다는 것이다.

그러나, 본 연구에서는 모든 특성어 집단의 호오·화친 인상차원조건에서 모두 조합의 크기 효과가 검출되고 있어, 위에서와 같은 해석에 의문을 던져 주고 있다. 비록 본 연구에서의 正·負동질조합의 크기는 1과 2로 조작되어 조합의 크기 효과를 분석하는 데는 한계가 있다는 지적이 있을 수 있지만, 이러한 점은 앞으로의 연구에서 보완되어야 할 것이다.

또한, 본 연구에서 正·負이질조합의 경우에는 조합의 크기 효과가 전혀 나타나지 않고 있다. 이는 이질조합의 크기 4인 조합은 동질조합의 크기 2인 正的 조합과 負的 조합을 묶어 만든 것이어서, 正的 동질조합에서나 負的 동질조합에서 모두 크기 효과가 나타나고 있으므로, 이질조합에서는 이 둘이 상쇄되었기 때문에 조합의 크기 효과가 나타나지 않은 것이라 해석할 수 있을 것이다.

본 연구에서 얻어진 결과 중 핵심적인 것은 대상인물에의 의존상황과 인상평가차원에 따라 知的 특성과 情的 특성이 나타내는 부적 효과가 각각 다르다는 점이다. 인상형성 과정에서는 이러한 부적 효과가 일반적으로 관찰되고 있으며(Fiske, 1980), 따라서 이를 기초로 하여 負的 인상이 正的 인상보다 일관적이거나(Hamilton & Zanna, 1972) 더 변화되기 어려운(Hodges, 1974) 까닭을 설명하거나, 인상형성과정에서 대한 Asch(1946) 이후의 형태주의 계열의 이론과 Anderson(1965)이 대표하는 행동주의 계열의 이론의 대립을 해소하려는 시도로 등장된 가중평균모형(weighted averaging model; Anderson, 1968)이 나오게 되었다(Schneider, Hastorf, & Ellsworth, 1979).

전통적으로 부적 효과의 원인에 대해서는 두가지 대립되는 견해가 있어 왔다(Kanouse & Hanson, 1972; Freedman, Sears, & Carlsmith, 1981). 그 하나는 전경·배경가설(figure-ground hypothesis)로,

여기에서는 負的 특성은 正的 특성보다 회귀하거나(Zajonc, 1968) 내부 귀인이 더 잘 이루어지게 되므로(Jones & Davis, 1965), 負的 특성은 전경으로 부각되고 正的 특성은 배경으로 작용하기 때문이라고 본다. 또 하나는 부담지향가설(cost-orientation hypothesis)로, 여기에서는 사람들은 판단장면에서 자기의 이익은 최대화하고 손해는 최소화하려 하는데, 이때 손해를 최소화하려는 경향이 더 크므로 負的 특성을 회피하려는 경향이 더 크게 작용하기 때문이라고 본다(Parducci, 1965; Kanouse, 1971).

그러나, 이러한 부적 효과가 인상형성장면에서 항상 동일하게 나타나는 것은 아니다. 즉, 성취장면에서 성공은 부추기고 실패는 무시하도록 하여 성공지향적인 태도를 갖게 하였을 때(Canavan, 1965) 인상판단의 결과가 개인에게 별 중요한 영향을 미치지 못할 때(Lau, 1979)는 부적 효과가 관찰되지 않기도 한다. 본 연구에서도 동일한 대상인물에 대해 서로 다른 의존상황과 서로 다른 차원에서 인상을 평가할 때는 부적 효과의 크기가 달라지거나 또는 아예 나타나지 않기도 하는 결과가 얻어지고 있다(〈표 5〉와 〈표 9〉 참조).

본 연구에서 얻어진 이러한 결과는, 정보의존상황과 호오차원조건의 경우에는 NS 보다는 NI가 전경으로 부각되지만, 효과의존상황과 화친차원조건의 경우에는 NI 보다는 NS가 전경으로 부각되기 때문이거나(전경, 배경가설), 또는 전자의 경우에는 NI에 의한 부담이 NS에 의한 부담보다 크고, 후자의 경우에는 NS에 의한 부담이 NI에 의한 부담보다 크기 때문으로(부담지향가설) 설명할 수도 있다. 그러나, 이러한 설명이 가능하기 위해서는 이에 관한 경험적 증거가 얻어져야 할 것이다.

이 중에서 전경·배경가설에 의한 설명은 필자의 선행 연구(조, 1984, 1985, 1986)에서 어느 정도 경험적 타당성을 얻고 있다. 이들 선행 연구에서는 PI와 PS를 합해서 대상인물을 구성하여 제시하고, 후에 그에 대해 회상하게 하면, 정보의존상황과 호오차원 인상판단의 장면에서는 知的 특성에 대한 회상량이 情的 특성에 대한 회상량보다 많고, 효과의존상황과 화친차원 인상판단의 장면에서는 情的 특성에 대한 회상량이 知的 특성에 대한 회상량보다 많다는 결과가 얻어졌다. 이는 의존상황과 인상판단차원에 따라 대상인물이 가지고 있는 두가지 특성에 기울이는 주의수준이 다름을 의미하는 것으로, 주의를 더 많이 끄는 특성이 지각과정에서 전경으로 부각될 것임은 자명한 사실이므로, 의존상황과 인상판단차원에 따라 전경으로 부각되는 특성이 다르게 된다는 추론을 할 수도 있는 것이다. 그러나, 문제는 NI와 NS와 같은 負的인 특성에 대해서도 의존상황과 인상판단차원에 따라 이러한 회상량의 차이가 나올 것인가에 있으며, 이는 앞으로의 연구에서 검토되어야 할 것이다.

어쨌든, Canavan(1969), Lau(1979), 필자 등의 선행 연구(조와 김, 1987; 조, 1988) 및 본 연구로 이어지는 일련의 결과들은 부적 효과에 대한 앞으로의 연구는 상황과 조건 및 대상인물의 특성 등에 따른 부적 효과의 차이를 밝혀내고 동시에 이를 설명할 수 있는 이론을 제시하고 검증하는 방향으로 진행되어야 할 것임을 시사해 주고 있다 하겠다.

## 참 고 문 헌

- 장성수(1978). 인상형성에서의 정보통합에 관한 일 고찰. 미발표 석사학위 논문, 서울대학교.
- 조금호(1982a). 대인평가차원의 이원성에 관한 연구: 호오성과 화친성. 미발표 박사학위 논문, 서울대학교.
- 조금호(1982b). 지적 평가정보와 정적 평가정보가 호오차원인상과 화친차원인상에 미치는 영향의 차이. **사회심리학연구**, 1-1, 78-100.
- 조금호(1983). 정보의 평가특성 및 조합의 크기에 따른 호오와 화친차원 인상 반응의 차이. **사회심리학연구**, 1-2, 279-296.
- 조금호(1984). 호오와 화친의 인상판단차원에 따른 대인평가특성의 회상량의 차이. **사회심리학연구**, 2-1, 174-192.
- 조금호(1985). 의존상황 및 인상판단차원에 따른 대인평가특성의 기억량의 차이. **사회심리학연구**, 2-2, 193-235.
- 조금호(1986). 대인평가차원의 분화: 발달적 조망. **사회심리학연구**, 3-1, 169-198.
- 조금호(1988). 인상평가대상, 차원 및 특성에 따른 부적 효과의 차이. **서애 송대현교수 화갑 기념 논문집**, 79-92.
- 조금호·김인자(1987). 의존상황, 인상평가 차원과 특성에 따른 부적 효과의 분화. **사회심리학연구**, 3-2, 85-112.
- Anderson, N. H. (1965). Averaging versus adding as a stimulus-combination rule in impression formation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2, 1-9.
- Anderson, N. H. (1968). A simple model for information integration. In R. P. Abelson, E. Aronson, W. S. McGuire, T. M. Newcomb, M. J. Rosenberg, & P. H. Tannenbaum(Eds.), *Theories of cognitive consistency: A sourcebook*. Chicago: Rand McNally.
- Asch, S. E. (1946). Forming impressions of personality. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 41, 258-290.



- Birnbaum, M. (1972). Morality judgment : Tests of an averaging model. *Journal of Experimental Psychology*, *93*, 35-42.
- Canavan, D. (1969). The development of individual differences in the perception of value and risk-taking. Unpublished doctoral dissertation, Columbia University.
- Feldman, S. (1966). Motivational aspects of attitudinal elements and their place in cognitive interaction. In S. Feldman(Ed.), *Cognitive consistency*. New York : Academic Press.
- Fiske, S. T. (1980). Attention and weight in person perception : The impact of negative and extreme behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, *38*, 889-906.
- Freedman, J. L., Sears, D. O., & Carlsmith, J. M. (1981). *Social psychology* (4th ed.). Englewood Cliffs, N. J. : Prentice-Hall.
- Hamilton, D. L., & Fallot, R. D. (1974). Information salience as a weighting factor in impression formation. *Journal of Personality and Social Psychology*, *29*, 649-654.
- Hamilton, D. L., & Zanna, M. P. (1972). Differential weighting of favorable and unfavorable attributes in impressions of personality. *Journal of Experimental Research in Personality*, *6*, 204-212.
- Hodges, B. H. (1974). Effect of valence on relative weighting in impression formation. *Journal of Personality and Social Psychology*, *30*, 378-381.
- Jones, E. E., & Davis, K. E. (1965). From acts to disposition : The attribution process in person perception. In S. Berkowitz(Ed.), *Advances in experimental social psychology* (Vol. 2). New York : Academic Press.
- Jones, E. E., & Gerard, H. B. (1967). *Foundations of social psychology*. New York : John Wiley & Sons.
- Kanouse, D. E. (1971). *Language, labeling, and attribution*. Morristown, N. J. : General Learning Press.
- Kanouse, D. E., & Hanson, L. R., Jr. (1972). Negativity in evaluations. In E. E. Jones, D. E. Kanouse, H. H. Kelley, R. E. Nisbett, S. Valins, & B. Weiner(Eds.), *Attribution : Perceiving the causes of behavior*. Morristown, N. J. : General Learning Press.
- Lau, R. R. (1979). Negativity in person perception with applications to political behavior. Unpublished doctoral dissertation, University of Cali-

fornia, Los Angeles.

- Parducci, A. (1965). Category judgment : A range-frequency model. *Psychological Review*, 72, 407-418.
- Rokeach, M. (1968). *Beliefs, attitudes and values*. San Francisco : Jossey-Bass.
- Schneider, D. J., Hastorf, A. H., & Ellsworth, P. C. (1979). *Person perception* (2nd ed.). Reading, Mass. : Addison-Wesley.
- Zajonc, R. B. (1968). Attitudinal effect of mere exposure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 9, (Monograph Supplement, Part 2), 1-9.

## ABSTRACT

### The Negativity Effects as a Function of Types of Traits in Two Different Dependent-Situations and Impression- Dimensions.

Cho, Geung-Ho

*Sogang University*

The purpose of the present study was to test the Dual-Aspect Model in Person-Evaluation Dimension(Cho, 1982a) in the context of the negativity effects in impression formation. For this purpose, two related experiments, in which the shortcomings of the previous study(Cho & Kim, 1987) were corrected, were conducted using college students as subjects.

In Experiment I, stimulus persons supposed to possess equal number(s) (one or two) of positive and negative traits were presented to two groups of subjects to form impressions in two different situations: one group in the information-dependent-situation and the other group in the effect-dependent-situation. The main dependent variables were the negativity effects of two different traits, NIs(negative intellectual traits) and NSs(negative social traits), in two dependent-situations. The results showed that the negativity effects of NIs were higher than those of NSs in the information-dependent-situation, while the negativity effects of NSs were higher than those of NIs in the effect-dependent-situation.

In Experiment II, the same stimulus persons from the first experiment were presented to two groups to form impressions in two different dimensions: one group in the good-bad dimension(favorability dimension) and the other group in the like-dislike dimension(likability dimension). The main dependent variables of this experiment were, as in the first one, the negativity effects of NIs and NSs in two impression-dimensions. It was found from this experiment that the negativity effects of NIs and NSs were higher than those of the others in the favorability dimension and the likability dimension respectively.

These results suggest that the Dual-Aspect Model in Person-Evaluation

Dimension(Cho, 1982a) is empirically supported also in experiments dealing with negativity effects over again(Cho & Kim, 1987 : Cho, 1988a, the present study) as well as in other experiments of impression-integration(Cho, 1982b, 1983) and of person-memory(Cho, 1984, 1985, 1986).