

## 인상형성에서의 가산모델과 평균모델

차재호

서울대학교 심리학과

Anderson은 일찍이 인상형성에 관한 그의 연구에서 소위 조크기 효과 등이 가산모델을 지지하는데도 불구하고 자료가 평균모델을 지지한다고 결론을 내렸다. 그의 연구방법을 세밀히 검토해 본 결과 그의 이런 결론이 평균모델에 편파적이었으며 그렇게 된 이유의 하나는 평균모델이 보다 많은 융통성을 지닌 때문이란 결론을 얻었다. N(사례수)의존적 가중치와 N비의존적 가중치의 구별을 한 다음 평균은 입력이 같은 표적에 대해 상치하는 정보를 포함하라 때 일어나며 가산은 입력평가치들이 일관적일 때 또는 입력정보의 수가 부각되는 상황에서 일어나기 쉽다는 가설을 제시했다. 더 나아가 평균은 사람들이 인지적 입력이 만들어내는 불확실성과 복잡성을 감소시키는 기제라는 가정을 했다.

이 글은 인상형성분야에서 대립되는 두 모델로 특히 Anderson에 의해 집중적으로 연구되어 온 가산모델(the adding model)과 평균모델(the averaging model)의 대립의 성격을 구명하는데 있다. 이 두 가설의 대립은 원래 Anderson 자신이 만들어 낸 것이다. 인상형성에는 처음에는 개개 정보가 독자적인 인상을 주는 것이 아니라 이들 정보가 만드는 전체가 하나의 구조로서 최종인상을 이룬다는 형태주의에 입각한 Asch(1947; 1952)의 입장이 있었을 뿐인데, 뒤에 이에 대항해서 개개의 정보가 주는 인상이 결합한 최종인상이 된다는 입장이 Anderson에 의해 제기 되어 행동주의적인 입장과 대항하게 되었다. 그런데, Anderson(1959, 1965, 1968)은 이런 결합주의적인 가설에서 두 가지 다른 가능성, 즉 가산적인 모델과 평균적인 모델을 생각하게 되고, 이 두 가설중 어느 것이 더 타당한지에 관한 연구를 1962년부터 1968년까지 약 7년간 해 왔다. 오

늘날 이 문제는 사회심리학 안에서는 인상형성에서의 가산모델과 평균모델의 대립으로 알려져 있다.

먼저 Anderson의 정보통합이론에 대해서 간단히 소개할 필요가 있다. 그는 정보통합이론을 여러 분야, 즉, 지각, 정신물리, 동기, 태도변화, 집단판단, 인상판단, 언어심리, 등 분야에 적용했다. 그의 이론적 입장은 2권의 책에 집대성되었다(Anderson, 1981; 1982). 그는 정보통합모델로 가법모델<sup>1)</sup>(additive models---이 범주 안에 가산모델과 평균모델이 포함된다)도 다루고, 가승모델(multilinear models---승법모델이 포함된다), 비교판단모델(comparative judgment model), 비율모델(ratio models), 2단계 통합모델(two-stage

1) 여기서는 additive는 "가법" 또는 "가법적"으로, 그리고 adding은 "가산" 또는 "가산적"으로 번역하기로 한다.

integration model)과 같은 보다 특수한 모델도 다루었다(Anderson, 1974, 1982). 그러나 그는 가산모델, 평균모델, 그리고 승법모델이 주된 정보통합모델로 간주한다.<sup>2)</sup> 그에 의하면 정보통합이론이 모델에 관심을 갖는 것은 단지 그것이 자료를 묘사하기 때문만이 아니라 관찰된 행동의 저변에 있는 과정의 이해를 돕기 때문이라고 말한다. 정보통합이론에서는 모델을 인지분석의 도구로 이용하는 것이 하나의 큰 주제로 되어 있다(Anderson, 1982, p. 300).

Anderson(1974)은 통합이론(integration theory)의 두 가지 기본 조작이 가치부여(valuation)와 통합(integration)이라고 말한다. 성격형용사를 사용한 인상형성의 연구에서 가치부여과정과 정보통합과정은 독립적이라는 증거가 있다(Anderson, 1982, p. 300). 가치부여란 자극이나 정보의 의미와 당면한 과제에 대한 그 자극이나 정보의 관련성을 평가하는 것을 말한다. 이것이 이루어진 다음 이들 자극 또는 정보들은 전체판단을 위해 통합되게 된다. 가치부여와 관련하여 자극가는 피험자의 판단 당시의 동기적 상태와 목적에 따라 달라진다는 것이 Anderson의 입장이다. 성격형용사를 사용한 인상형성 연구에서 드러났듯이 판단어는 과제에 따라서 다른 값을 갖게 된다. 이런 의미에서 "정보는 미리 정해진 것이 아니라 추리되는 것이다"(Anderson, 1982, p. 339).

Anderson은 정보결합에 관한 실험연구에서 단순한 대수적 모델들이 광범한 성공을 거두었다고 말하고, 이런 대수적 모델에 따른 정보통합의 증거는 사람의 마음이 인지적 대수

(cognitive algebra)를 사용하는 증거로 본다. Anderson의 정보통합이론은 또 그가 기능적 측정 (functional measurement)(Anderson, 1974, p. 4)이라고 부르는 것을 수반한다. 기능적 측정이란 별도의 척도화 이론을 말하는 것이 아니라 일정한 대수적 모델을 사용해서 정보통합을 할 때 작용하는 자극치를 자극의 값으로 보는 접근이다. 자극의 기능을 통해 자극치를 추정하는 방법이다. 예를 들면 두 개의 자극 A와 B가 결합해서 만들어지는  $2 \times 2$ 로 된 4개의 자극결합체들 각각이 유발한 반응을 A변인을 나타내는 행과 B변인을 나타내는 열이 만드는 행열 ( $2 \times 2$ ) 속에 표시하면  $A_1$ 과  $A_2$  행의 종합치는 각각  $A_1$ 과  $A_2$ 의 자극치를 나타낸다. 마찬가지로  $B_1$ 과  $B_2$  열의 종합치는 각각  $B_1$  자극과  $B_2$  자극의 자극치를 나타낸다고 가정한다.

Anderson의 정보통합이론에 문제가 없는 것은 아니다. 그는 그의 이론이 사회문제에서 판단이 하는 역할을 강조한다는 점에서 Sherif와 Hovland(1961) 및 Helson(1964)의 전통을 따른다고 말하지만(Anderson, 1974, p. 6)<sup>3)</sup> 그가 다루는 반응은 판단이 아닌 행동반응을 포함하고 있다. 예를 들어 Hull의 Reaction Potential = Drive x Habit이라는 공식은 동물 학습실험에서 도출된 것인데, Anderson(1974)은 이것도 정보통합의 문제의 예로 들고 있다. 그런데 반응력 (reaction potential)이라는 개념은 판단과는 거리가 먼 반응이고 또 쥐와 같은 동물이 판단을 한다고 가정하기도 어려운 것이다. 모든 반응은 (동물의 반응에서조차도) 판단에 기초하고 있다는 가정을 하기 전에는 그런 공식을 정보통합의 예로 볼 수는 없는

2) "Three main types of algebraic models have been used in the study of information integration. These are adding, averaging, and multiplying models. Subtracting and dividing models will here be lumped with adding and multiplying models, respectively, to which they are formally similar even though they represent different psychological processes."(Anderson, 1974, p. 7).

3) "The present emphasis on the role of judgment in social affairs carries on the tradition of Sherif and Hovland(1961) and of Helson(1964). Both these approaches relied heavily on the use of assimilation and contrast as explanatory concepts. However, ...they do not play an important role in integration theory"(Anderson, 1974, p. 6).

## 인상형성실험에서의 두 모델의 비교방법

것인데, Anderson은 그런 가정을 하는 듯한 인상을 준다. 정보통합이론 접근에 대한 비판은 그 스스로 인정하는 대로 한두 가지가 아니다 (Anderson, 1982, p. 299).

그러나 여기서는 그의 이론 전반에 관해 비판하는 것이 목적이 아니라 그가 가산모델이라고 하는 것과 평균모델이라고 하는 것의 비교에 관해서 분석하려는 것이다. 이 두 모델은 사회심리학 안의 인상형성에서 중요한 자리를 차지하고 있기 때문이다. 본 논문에서 필자는 가산모델과 평균모델의 대비의 문제를 인상형성의 분야에 국한시켜 고찰하면서 Anderson이 이 문제를 어떻게 접근해 왔으며, 그의 접근의 문제점을 드러내고, 이 문제를 보는 하나의 새로운 시각을 제시하려 한다.

사회심리학에서 인상형성 분야에서 가산모델과 평균모델을 대조시키는 문제는 적어도 두 가지 점에서 의문을 야기시킨다. 그 하나는 Anderson의 두 모델의 비교가 상당히 편향적으로 다루어지고 있는 것이 아니냐는 의심이다. 실험 결과가 어느 한 모델을 꼭 지지하는 것으로 보이지 않는 경우에도 특정한 모델이 지지받은 것으로 해석하는 편파 같은 것이 보이기 때문이다. 다른 하나는 이 두 모델의 대치가 어느 정도 허구적인 것이 아니냐는 의구심이다. 그 대립이 진정한 것인지 아니면 피상적인 대조가 아닌지 하는 의구심이다. 이런 의심은 과연 그런 대조를 할 필요가 없는데 하고 있는 것이 아니냐는 생각과 연결되어 있다. 이 문제는 비단 인상형성의 분야에 국한된 문제가 아닌, 보다 근본적인 질문이다. 이 논문에서는 먼저 (1) Anderson이 이 두 모델을 인상형성 분야에서 어떤 방식으로 비교했는지를 살펴보고, 다음에 (2) Anderson이 두 정보통합모델의 비교에서 드러내 보이는 것으로 보이는 편파성에 대해서 알아보고, 이어서 (3) 가산모델과 평균모델의 구별을 짓는 것으로 보이는 특징에 대해서 논하기로 한다. 이런 분석이 두 모델의 대조의 문제를 다루는데 있어서 하나의 새로운 시각을 제공할 것이라 여겨진다.

인상형성 연구분야에서 가산모델과 평균모델은 몇 가지 다른 예언을 가능케 하는데, 이런 예언들은 두 가지 모델의 상대적 타당성을 검증할 수 있게 한다. 두 모델을 비교하는 방법은 주로 두 개의 연구(Anderson, 1962a; 1965)에 의해 정착되었다. 1962년 연구는 가산모델과 평균모델을 대조해서 연구한 것이 아니라 가산(adding)모델과 평균(averaging)모델을 모두 포함하는 소위 가법적(additive) 모델의 타당성을 검증하는 실험이었다. 가산모델과 평균모델을 비교하는 방법을 소개하기 전에 가법모델의 검증방법에 대해서 설명하기로 한다.

Anderson의 1962년 첫 연구(Anderson, 1962a)는 Anderson의 인상형성에서의 최초의 정보통합연구라는 의미뿐만 아니라 대수적 모델 검증의 초석이 된 연구라는 의미도 갖는다. 이 연구에서 그는 성격형용사들을 3요인설계로 꾸며 실험을 했는데, 여기서는 가법적인 정보통합 여부를 검증하는 소위 평행성 검증(the parallelism test)이라고 부르는 것을 실시했다. 평행성 검증이란 다음과 같은 것이다. 예를 들면 정직성(정직, 부정직)과 친화성(친화적, 비친화적)의 두 개 차원의 정보가 결합해서 만들어진 정보(즉, 2개의 형용사조)에 대해서 나온 반응(인상평가)을 그래프로 그렸을 때 "정직"의 곡선과 "부정직"의 곡선(여기서 X축은 친화성 차원임)이 거의 평행으로 나가면 두 정보차원이 가법적(additive)으로 결합하는 증거로 볼 수 있다는 것이다. 정직성을 A, 친화성을 B라는 변인으로 보면, 이들로 된 2요인설계실험에서  $A \times B$  상호작용 효과가 없으면 A와 B의 영향은 가법적으로 결합한다는 증거로 간주된다고 주장한다. 즉, 요인설계의 자료의 변량분석에서 상호작용 효과가 없는 것(B1에서의  $A_1-A_2$ 가 B2에서  $A_1-A_2$ 와 같은 경우)은 독립변인들이 가법적으로 결합한다는(가법적은 "직선적"이란 뜻으로 가산적 결합을 의미하지

않는다) 증가가 된다고 말한다(Anderson, 1974, p. 9).

평행성 검증은 가산모델과 평균모델을 구분하는 방법이 될 수 없다. 예를 들면 그는 엄격한 가산모델에 대한 증거는 없다고 하면서 "평행성 예언은 수많은 실험에서 지지를 받은 것은 사실이지만, 거의 모든 경우에 결합과정은 가산보다는 평균모델을 따라 일어났음이 드러났다"(Anderson, 1974, p. 10)<sup>4)</sup> 라고 말하고 있다. 이 마지막 말을 할 수 있는 것은 소위 고정가중치 평균모델(constant-weight averaging models)<sup>5)</sup>이 적용되는 상황에서는 평균모델과 가산모델이 동일해져서 평행성 검증을 통과했다고 가산과 평균 양 모델에 대한 차별화는 되지 않기 때문이다. 또 차별적 가중

치를 지닌 평균모델은 평행성이 있는 자료에도 그것이 없는 자료에서도 다 같이 예언된다(Anderson, 1982, p. 300).

이 연구(Anderson, 1962a)에서 그는 기존연구에서 호감도(likeableness)가 측정이 된 형용사군에서 각 호감도 수준에서 60개씩 뽑아낸 형용사 표에서 실험에 쓸 형용사 54개(9개 한 묶음 x 6개)를 무선으로 뽑았다. 9개로 된 자극묶음은 2개 요인[3(의미차원) x 3(호감도 수준)]을 고려해서 꾸민 것으로, 예컨대 "상냥함"이란 차원에서도 호감도가 다른 3개("마음씨 좋은"- "담이 큰"- "재미없는")를, "은공을 모르는"이라는 차원에서 호감도치가 다른 형용사 3개("경우 바른"- "가식 없는"- "고마운 줄 모르는")를, 그리고 "무책임성"의 차원에서 호감도가 다른 3개("눈치 빠른"- "근엄한"- "제멋대로인")를 뽑아 얻어진 것이다.<sup>6)</sup>

이들 9개 형용사 각각을 하나의 실험조건으로 간주하고 각 소조에서 1개씩을 뽑은 3개로 자극조건을 만든다고 하면 첫 자극(높은 호감도)의 가짓수가 3개, 두 번째 자극(중간 호감도) 가짓수가 3개, 그리고 세 번째 자극(낮은 호감도)의 가짓수가 3개로  $3 \times 3 \times 3 = (33) = 27$ 개 자극조(3개 형용사로 구성된)가 나온다. 각 자극조는 서로 호감도가 각기 다른 형용사들로 구성되고 세 차원(변인)을 모두 대표한다.

피험자는 이들 3개 형용사로 된 정보를 제시받고 표적인물에 대해서 좋아하는 정도를 20점 척도 상에서 평정했다. 한 실험에서 한 피험자는 이들 27개 조건(형용사조)을 다 받고 이런 절차를 연 5일간 반복했다. 매일 같은 형용사조가 제시되었으나 순서는 달리 했다. 그러니까  $27 \times 5 = 135$ 회의 측정을 한 것이다. 같은 조건에 대해서 5번 반복측정이 되었기 때문

4) "The parallelism prediction, it is true, has been supported in numerous experiments, but in virtually every case the integration process has been shown to follow an averaging rather than an adding model"(Anderson, 1974, p. 10).

5) Anderson은 평균모델의 3가지 경우를 다루는데, (1) 일반모델(앞에서 본 것 같은), (2) 거리비례 평균배분모델(distance-proportional averaging model), 그리고 고정가중치 평균모델(constant-weight averaging models)이 그것이다. 두 번째 것은 새로 제시되는 정보가 한 개만 있는 경우로 다른 정보는 기존정보나 태도 또는 동기상태 등이다. 이 모델은 주로 태도변화실험에 적용된다. 세 번째 모델인 고정가중치 모델은 한 차원의 정보는 모두 같은 가중치를 갖는 것을 가정하는 모델이다. 인상형성 실험에서 정보는 모두 평가차원의 정보만을 담고 있다고 가정하므로 단일 차원을 다룬다. 이런 경우에 각 입력 항은 같은 가중치를 갖는다고 보는 것이 이 모델이다. 그러나 입력정보가 단일 차원이 아니고 가령 2개의 다른 차원에 해당하는 정보가 결합하는 경우가 있을 수 있다. 사실 Anderson은 여러 변인이 결합하는 요인설계적인 상황을 주로 다루고 있다(Anderson, 1982 참조). 실험에서 A라는 독립변인과 B라는 독립변인을 각각 3수준으로 변화했을 때 두 조건이 결합해서 한 조건 또는 칸(cell)을 만드는데, 이런 경우 A에 해당하는 수준들은 모두 같은 가중치를 갖고 또 B의 수준들도 같은 가중치를 갖는데, 단 A의 가중치와 B의 가중치를 같은 크기일 필요가 없다는 것이 이 모델의 가정이다.

6) (1) good-natured, bold, humorless; (2) level-headed, unsophisticated, ungrateful; (3) tactful, solemn, irresponsible. 이들 형용사는 2명의 피험자에게만 사용되고 매 2명마다 새로운 9개의 형용사조가 사용되었다.

에 한 피험자의 자료에 대해서도 오차변량을 산출할 수 있다. 형용사 차원을 각각 A, B, 그리고 C라고 부르면 A(3) x B(3) x C(3)의 3요인설계의 실험이 되고 이에 따른 변량분석을 할 수 있다.

앞서 든 9개로 된 형용사의 묶음은 모두 6개가 있었는데, 이들 6개 묶음 모두 같은 형용사 집단에서 무선으로 뽑아 만든 것이다. 각 묶음은 2명의 피험자에게만 사용되었다. 한 쌍의 피험자마다 다른 형용사를 사용토록 해서 얻은 결과가 특정한 형용사의 함수가 되는 것을 최소화시키려 노력했다. 6개의 형용사 묶음이 있었으므로 피험자의 총수는 12명이었다. 실험자는 한 인물을 묘사한다는 3개로 된 형용사를 천천히 읽어 준 다음 그 형용사들을 적은 카드를 주어 피험자가 이를 보고 20점-척도 상에서 그 3개의 형용사가 묘사하는 가상적 표적 인물의 인상(호감도)을 평정케 했다. 이런 평정이 한 피험자에서 135개가 나온 것이다.

1962년 논문(Anderson, 1962a)에서는 평균 공식으로 추정한 인상치와 관찰된 인상평정치간에 높은 상관관계를 보였는데, 뒤에 Anderson(1962b; 1982, p. 25)은 같은 자료를 사용해서 소위 평행성(parallelism) 분석이라는 것을 실시했다. 이 분석은 여기서 다루는 두 모델의 검정과는 직접적인 연관이 없다. 그래서 먼저 상관관계 자료의 분석결과를 다루고 다음에 평행성의 분석의 결과와 그의 함의를 다루기로 한다.

위에서 언급한 1962년 연구(Anderson, 1962a)에서 연구자는 다음과 같은 식으로 피험자 개개인의 인상평정치수를 예측해서 그것이 관찰된 인상(호감도)평정치수와 얼마나 일치하는지를 보았다. 이때 사용한 공식은,

$$I = (1/3) (a_i + b_j + c_k) + d_{ijk} + e$$

(기호는 Anderson의 것을 약간 수정한 것임)

이었는데, 여기서 i, j, k = 1, 2, 3이다. d치

는 가법성으로 부터의 이탈치, 그리고 e는 반응오차이다. I는 추정한 인상치이다. 이 예측치와 얻은 측정치(표적인물에 대한 호감도 평정치)간의 상관계수는 .94에서 .99까지 분포되었고 평균상관계수는 .967이었다. 가법(additive)성분(df = 6)과 비가법(nonadditive)성분(df = 20)을 오차평균자승(df = 54)<sup>7)</sup>으로 평가했는데, 가법성분은 12명의 피험자 모두에서 유의했고, 비가법성분은 오직 3명의 피험자에서만 유의했다. 가법성분의 계산에 사용된 공식이 평균공식이었으므로 가법성분의 확인은 결국 평균모형의 지지를 의미한다.

그러나 가산모델을 써서 예측치를 산출해서 위와 같은 검증을 해도 "가산성분"이 지지를 받을 것이 예상되는데, 따라서 평균모델이 지지되었다고 해서 가산모델이 부정된 것은 아니다. 다시 강조하지만 이 실험은 정보의 가법모델을 검증한 것이지 가산모델과 평균모델을 경쟁시킨 것은 아니다.

1962년 연구에 사용된 형용사의 3개의 변인의 효과를 그림으로 나타내기 위해서 C변인(차원)을 병합시켜 버리면 A x B의 설계가 된다. 측정된 호감도 평균을 B<sub>1</sub>, B<sub>2</sub>, 그리고 B<sub>3</sub>를 X축으로 하는 그림에 A<sub>1</sub>, A<sub>2</sub>, 그리고 A<sub>3</sub>에 해당하는 곡선을 Y(인상평정치)축에 대해서 그리면, A의 3개 수준이 그리는 3개의 곡선이 나온다. 3요인설계에서는 2원 상호작용이 3개 존재하는데, 각각의 상호작용효과를 보는 그림에서 3개의 곡선들(3개의 형용사 차원을 대표하는)은 모두 평행선을 이루었다(Anderson, 1982, p. 25 그림 1.4 참고). 다시 말하면 A와 B간에 상호작용이 없는 것으로 나왔다. 이렇게 평행성(the parallelism)이 보였으므로 피험자가 받은 3개의 정보들은 가법적(additive)으로 결합

7) 자유도의 총수는 80(6 + 20 + 54)이다. 분석에 사용된 자료는 각 피험자에게서 5일 연속으로 받은 35개조(연습용 자극조 8개와 27개의 본실험 자극조)의 형용사조에 대한 반응중 마지막 3일간의 반응 81개(3 x 27)만을 분석했다. 연습용 자극조 8개는 본실험 자극조중에서 극단적인 것과 그렇지 않은 것으로 구성되었다.

한다는 결론을 내릴 수 있다.<sup>8)</sup> 다시 말하면 3개의 다른 형용사 차원에서 나온 3개의 정보가 가법적으로 (additively) 결합했다는 증거이다. 평행성 자체는 가산모델과 평균모델 모두를 지지하는 증거이므로 평행성이 존재가 증명되었다고 해서 가산과 평균 중 어느 한 모델이 지지 받았다고 말할 수는 없다. 그런데, 이 실험에서 Anderson은 인상예측치를 평균공식을 써서 산출했으므로, 그리고 이 추정치가 관찰인상치와 높게 상관되었음이 밝혀졌으므로, 평균모델을 지지되었다고 보았던 것이다. 그러나 가산공식으로 예측한 수치도 관찰치와 높게 상관관계를 나타낼 수 있는 가능성을 간과한 것이다.

이런 점을 논리상의 비약을 접어 두더라도 엄격히 말해서 Anderson(1962a)의 실험은 형용사 3개가 평균적으로 결합해서 인상을 만들어 낸다는 사실을 증명했다고 볼 것이 아니라 3개의 형용사 차원들이 평균적으로 결합하여 인상평정을 결정한다는 것을 보여 주었다고 해석해야 옳다. 왜냐 하면 3개의 형용사는 단순히 평가치에서만 달랐던 것이 아니라 형용사 차원상에서도 서로 달랐기 때문이다.

1962년 연구(Anderson, 1962a)는 적어도 평균모델은 타당하다(그러나 가산모델은 타당할 수도 타당하지 않을 수도 있다)는 사실을 증명했는데, 가산모델과 평균모델을 직접 경쟁시키는 실험이 1965년에 행해졌다(Anderson, 1965). 이 실험에서는 두 모델을 대비시키는 방법으로 두 가지 비교를 했는데, 이 두 비교는 (1) 첨가정보 효과와 (2) 조크기 효과(set

size effect)이다(Anderson, 1965). 전자는 극단적인 평가치를 가진 자극들로 된 조에 이보다 덜 극단적인 자극들을 첨가했을 때 첨가하기 전의 자극조가 주는 인상보다 덜 극단적인 인상을 만들어 내는 현상을 말한다. 이런 결과는 자극이 평균되고 있다는 것을 강력히 시사한다.

각 방법을 설명하기 전에 실험설계와 사용할 부호에 대해서 먼저 설명해야 한다. Anderson(1965)은 0점(가장 싫어한다)에서 6점(가장 좋아한다)에 걸친 7점 척도 상에서 이미 평가를 받은 성격특성 형용사들을 평가치의 크기(4개 수준)에 따라 각 수준에 32개씩( $32 \times 4 = 128$ 개 형용사)을 뽑았다. 평가치가 가장 높은 자극들 (5.00-.45)의 평가치를 H라고 부르고, 평가치가 3.45-3.74 범위에 속하는 형용사 그룹의 평가치를 M+라 부르고, 다음으로 낮은 형용사 그룹(2.22-2.54)의 평가치를 M-라고 부르고, 마지막으로 가장 낮은 평가를 받은 그룹(.72-1.00)의 평가치를 L라고 불렀다. H에 속하는 형용사로는 "경우 밝은"과 "진지한"과 같은 형용사가, M+급에는 "설득력 있는"과 "꼼꼼한"과 같은 형용사가, M-급 형용사에는 "인기 없는"과 "의존적인"과 같은 형용사가, 그리고 L급 형용사에는 "험뜯는"과 "못된"과 같은 형용사가 속해 있었다.

이렇게 평가치가 다른 그룹에 속한 형용사들을 결합해서 인물기술형용사조 10종류를 만들었는데, 즉 (1) HH, (2) M+M+, (3) M-M-, (4) LL, (5) HHHH, (6) M+M+M+M+, (7) M-M-M-M-, (8) LLLL, (9) HHM+M+, 그리고 (10) LLM-M-의 10개조이다. 각 피험자는 한 번에 32조의 자극을 받고 인상평가 (32회에 걸쳐)를 했다. 먼저 2개 자극으로 된 조 8개, 같은 자극 4개만으로 된 균일조 (예: LLLL) 4개, 다음으로 4개 자극으로 구성된 혼합조 (예: HHM+M+) 4개, 이렇게 16개조를 제시하고 다시 같은 방식으로 구성한 새로운 16개조를 제시하여 도합 32개조를 제시했다. 이런 32개조로 된 자극묶음을 4개 만들어 썼는데, 각 묶음에 포

8) 요인설계의 자료의 변량분석에서 상호작용 효과가 없는 것 ( $B_1$ 에서의  $A_1-A_2$ 가  $B_2$ 에서의  $A_1-A_2$ 와 같은 경우)은 독립변인들이 가법적으로 결합한다는(가법적은 "직선적"이란 뜻으로 "가산적"이란 뜻과는 구별됨) 증거가 된다(Anderson, 1974, p. 9). Anderson은 평행성이 가산모델만 지지하는 것이 아니라 반응척도의 선형성(linearity)과 자극변인의 척도의 선형성을 증명하는 것이라고 말하는데(Anderson (1982, pp. 58-59), 이런 복잡한 문제는 여기서는 일단 무시하기로 한다.

함된 형용사는 다른 묶음의 것들과 중복되지 않았다.

피험자는 연습책자와 실험책자를 받았는데, 연습이 끝나면 실험책자를 열고 과제를 해 나갔다. 한 페이지에 한 줄에 형용사 2개씩 인쇄되어 있고 다음에 답을 하는 칸이 마련되어 있었다. 인상평가는 0에서 100까지로 평가하는데 50은 "좋아하지도 싫어하지도 않는다"라는 지점이라는 것을 알려주었다. 자극조 하나의 평가가 끝나면 다음 장으로 넘어갔다. 48명의 학생을 피험자로 썼는데, 이들은 무선으로 4개의 자극단위에 배정되었다.

이상이 1965년 실험 방법의 골자이다. 앞으로 실험결과를 논할 때는 M+나 M-에서 처럼 +와 -의 부호는 생략하고 단지 H, M, 그리고 L의 3가지 기호를 사용할 것이다. M이 M+를 나타내는지 또는 M-를 나타내지는 그때그때 맥락에 의해 알 수 있을 것이다. 오해가 생길 우려가 있는 경우는 부호를 첨부할 것이다.

이렇게 실험장면과 절차를 장황하게 설명한 것은 구체적으로 두 모델의 비교가 어떤 식으로 이루어졌는지를 알리기 위한 것이다. 먼저 정보첨가 파라다임에서는 HH가 유발한 인상과 HHMM에 대한 인상을 비교한다. 여기서 주의할 것은 정보첨가라는 것이 시간적으로 추가적인 첨가를 의미하는 것은 아니라는 점이다. 어떤 자극조는 HH로 되어 있었고 어떤 자극조는 HHMM으로 되어 있었던 것이다. 두 경우에 대한 인상반응(100점 척도 상에 평정한)을 비교하는 것이다. 여기서 M은 M+을 의미한다. MM과 같은 덜 극단적인 정보가 HH에 첨가되는 경우, 가산모델은 첨가된 경우가 첨가전보다 더 정적으로 극단적인 인상을, 즉 인상의 향상을 예언한다. 이에 반해 평균모델은 인상의 악화를 예언한다.

Anderson(1965)의 실험설계에서는 조크기의 효과도 알아볼 수 있게 되어 있었다. HH, HHHH, LL, LLLL 등 조가 있었기 때문에 같은 평가치를 지닌 자극이 2개일 때와 4개일 때를 비교할 수 있었다. Anderson의 1965년 연구 이

후에 조크기의 효과를 보기 위한 실험이 따로 수행된 바 있었는데(예: Anderson 1967), 원래는 한 실험에서 사용한 여러 자극조들 사이에서 조크기만 다른 자극조들을 골라내어 조크기 효과를 보았던 것이다. 조크기 효과를 보기 위해서는 균일적인 자극조(예: HH 대, HHHH)만을 사용한다. 동일한 평가치를 가진 정보 2개를 제시할 때와 똑같은 값을 가진 정보 5개를 제시할 때 평균모델은 인상의 변동이 없을 것을 예언하지만 가산모델은 인상의 향상을 예언한다.

정보첨가 효과와 조크기 효과 이외에 두 모델을 검증하는 세 번째 방법을 Anderson(1965)은 제시하고 있는데, 위 두 방법이 질적인데 반해서 이 방법은 수량적이다. 방법은 HHHH와 M+M+M+에 대한 반응(개인 내에서)을 평균해서(2로 나누어) 그 수치가 HHM+M+에 대한 반응과 같은지를 보는 것이다. 마찬가지로 LLLL과 M-M-M-M-에 대한 반응을 평균한 것이 LLM-M-에 대한 반응과 같은지를 본다. 문제는 가산모델이나 평균모델이나 같은 예언을 한다는 점이다. 실제 검증은 2개의 HHHH치와 2개의 MMMM치를 합친 것을 4개의 HHMM치를 합친 것과 비교하는 것이다. 만일 전자의 수치와 후자의 수치의 차이가 0이면 두 모델은 지지를 받는 것이다. 정적인 자극에 대해서는 이런 방법으로 차이가 0과 유의하게 다르지 않다는 것이 밝혀졌으나 부적인 자극에 대해서는 동질자극조의 수치가 이질자극조의 것보다 유의하게 크다는 결과가 나왔다. 이 결과는 두 모델의 모두 타당성이 없다는 증거가 되는데, Anderson은 이런 결과는 M-자극의 가중치가 L자극의 가중치보다 작다는 것을 시사하는 것이라고 해석했다.

## 평균모델에 대한 Anderson의 편파적 선호

정보첨가 효과에 대한 결과는 대체로 가산 모델보다는 평균모델을 지지하는 것이었다. HH

에 대해서 HHMM의 대한 인상은 더 좋아진 것이 아니라 오히려 약간 하락한 것(72.8 대 71.1) 것이었다. LL 대 LLMM의 경우 가산모델이 맞다면 인상은 후자에서 더 악화되어야 하는데, 결과는 오히려 후자에서 약간 더 좋은 것이었다(23.7 대 25.7). 개개 피험자 안에서 점수 차를 내어 0으로부터의 이탈의 유의도를 검증해본 결과 유의했으며, 결국 덜 극단적인 정보의 첨가는 인상을 덜 극단적인 것으로 만든다는 결론을 내릴 수 있었다(Anderson, 1965). 이것은 단순 가산모델의 예언과 반대되는 결과로 해석되었다.

이런 비교는 Anderson(1965)이 질적인 결과에 의한 비교라고 부르는 것이다(p. 397). 극단적인 정보(예: HH)에 덜 극단적인 정보(예: MM)를 첨가하면 가산모델은 더 극단적인 인상이 나올 것을 예언하고 평균모델은 인상이 덜 극단적으로 될 것을 예언한다. 이렇게 변화의 방향(증가 또는 감소)만을 예언한다는 점에서 질적인 결과에 의한 비교이다.

조크기 효과(set size effect)도 질적인 결과의 비교로 모델의 타당성을 검증하는데 이용된다. 이 효과도 위에서 본 실험(Anderson, 1965)에서 처음 확인된 것이다. HHH 대 HHHH, 그리고 LL 대 LLLL의 비교에서 가산모델은 평가치가 동질적인 자극조에서는 자극수가 많을수록 인상은 더 극단적으로(좋게 또는 나쁘게) 될 것을 예언한다. 반면 평균모델은 인상이 변하지 않을 것을 예언한다. 결과는 전반적으로 가산모델을 지지하는 것이었다. 예를 들어 정적인 자극의 경우 HH보다 HHHH가 더 좋은 인상을 만들었다(72.8 대 79.4). 부적인 자극의 경우 LL보다 LLLL가 만드는 인상이 더 나빴다(23.7 대 17.64). 이런 결과는 M+와 M-수준의 자극에서도 마찬가지였다. 정적인 자극의 경우 MM보다는 MMM의 인상이 더 좋았고(57.6 대 63.2), 부적인 자극의 경우에는 MM보다는 MMMM이 더 나쁜 인상을 만들었다(42.2 대 39.5). 이런 경향도 통계적으로 유의한 것으로 드러났다. 조크기 효과는 상당히 특이한 현상인 것으

로 알려져 있다(Anderson, 1974). 예를 들면 Fishbein과 Hunter(1964)는 타인에 대해서 2개의 극히 정적인(예: +3) 정보를 가지고 있을 때보다 5개의 똑같이 정적인 정보를 가진 경우가 더 좋은 인상을 낳는다는 것을 발견했다.<sup>9)</sup>

Anderson(1965)은 한 실험 안에서 어떤 비교에서는 평균모델을 지지하는 결과를, 그리고 다른 비교에서는 가산모델을 지지하는 결과를 얻었다. 이 두 검증상황에서 두 모델은 상반되는 예언을 하기 때문에 비교는 용이했다. 그런데, 이렇게 상반되는 결론을 얻은 것이다. 이런 딜레마를 해결하는 방법은 두 가지이다. 하나는 상황에 따라, 즉 비교의 종류에 따라 다른 원리가 적용된다고 해석하는 것이다. 두 번째 해결책은 두 개의 상반되는 결과를 모두 예언하는 보다 포괄적인 이론 또는 모델을 만들어 내는 것이다.

Anderson은 이 딜레마를 세 번째 방식으로 해결하려 했는데, 그것은 의견상 가산모델을 지지하는 조크기 실험의 결과도 평균모델로 설명하는 길을 찾는 것이었다. 즉, 그는 그런 새로운 방법을 고안해서 평균모델에 손을 들어주기로 한 것이다. 이를 위해서 그는 단순 평균모델이 아닌 변형된 평균모델을 고안해 냈다. 이런 해결책은 어떤 면에서는 미봉책으로 보일 수 있다. 그 뒤의 행적을 보면, Anderson은 평균모델을 보편적인 정보통합모델로 정하고, 결과가 이에서 이탈하는 경우에는 특수평균모델

9) 우리 나라에서는 조금호(1982)의 박사논문에서 이 문제를 일부 다루었는데, 부호가 같은 정보들의 조크기가 커지면 인상평가가 더 극단이 되는 결과를 발견했다. 이런 효과는 전체판단이 호오판단(좋다-나쁘다)의 차원에서 이루어질 때는 잘 일어나지만 개인적인 친근감을 나타내는 친근판단(좋아한다-싫어한다)의 차원에서는 약하게 나타났다고(조금호, 1982, 표 32 참조). 이것은 원래 자극정도가 친근보다는 호오차원에 관한 것이기 때문일 것이다. 다시 말하면 입력정도가 요구되는 친근판단에 비교적 무관한 것이기 때문에 조크기 효과가 약화되어 나타났다고 볼 수 있다. 우리 나라에 현존하는 소수의 인상정보통합문제를 다른 연구들은 두 모델 비교를 목적으로 한 것이 아니었다.



을 구축하는 식으로 이런 그의 결론을 지켜 나갔다. 여기서는 우선 그가 조크기 효과를 어떻게 평균모델의 테두리에서 사후 "예언"하려 했는지를 살펴보기로 한다.

우선 계열적 자극 제시법을 쓴 과거의 그의 태도변화 실험(Anderson, 1959)에서 그가 사용했던 한 평균모형을 인상형성 분야에 도입하는데, 이 변형된 평균모델의 특징은 사전 정보(초기태도 또는 초기인상)를 가정하는 것이다. 이런 실험장면에 없는, 피험자가 실험장면에 가지고 들어오는 요인을 Helson은 배경요인(background variable)이라고 해서 그의 순응수준(adaptation level) 공식에 사용한 바 있다(Helson, 1964). 인상형성의 경우 피험자가 자극을 받기 전에 표적인물에 대해 초기인상을 이미 가지고 있다고 가정하고 그것을 초기인상(initial impression,  $I_0$ )이라고 표시한다. 조크기가 1일 때 인상( $I_1$ )의 공식은 다음과 같다(여기서는 Anderson이 사용했던 것과는 약간 다른 기호를 사용하기로 한다).

$$I_1 = ws + (1 - w) I_0$$

위 식에서  $s$ 는 단일 자극치이고  $w$ 는 이 자극의 가중치이다.  $(1 - w)$ 는 초기인상  $I_0$ 의 가중치이다. 자극의 가중치와 초기인상의 가중치의 합은 1이 된다. 그것이 평균모델의 요건이다. 위 모델은 유일한 자극정보가 초기인상과 평균되어 인상을 형성함을 가정하는 것이다. 자극이 하나가 아니고  $k$ 개일 때, 위 식은 그에 따르면 다음과 같은 것이 된다:

$$I_k = \frac{kws + (1 - w) I_0}{kw + (1 - w)}$$

위 식은 여러 자극들  $s$ 가 평균함을 가정한다. 자극이 같고, 가중치도 같다고 가정한 모델이다. 이 식은 위의 단일자극을 가정한 식에 자극( $s$ )이 여럿이라고 가정하고 각  $s$ 의 인상 공식이 다 같다고 하면, 여러 자극들이 만드는

인상은 단일 자극이 만드는 인상( $I$ )의 평균이다. 단일 자극 때의 인상들을 합한 수치는  $\sum ws + (1 - w) I_0$ 이다( $I_0$ 항은 합산에 포함되지 않는다). 이 합산치를 가중치의 합(여기서도  $I_0$ 의 가중치는 합산에 포함되지 않는다)으로 나누면 단일자극이 만든 인상들의 평균치가 나온다. 자극( $s$ )의 수치와 그의 가중치가 고정되어 있다고 가정하면 이 식은  $kws + (1 - w) I_0$ 이 된다. 인상평균을 내기 위해서는 이 수치를 가중치의 합으로 나누면 되는 데, 가중치의 합은  $kw + (1 - w)$ 이다. 그렇게 해서 나온 식이 위의  $I_k$ 식이다.

그러나 이 식은 새 자극 하나하나마다 초기인상이 작용한다고 가정한다. 이것은 직관적으로는 잘 납득이 가지 않는 가정이다. 예컨대 HHHH란 자극조를 받는 피험자의 머리 속에 H 하나에 반응할 때 초기인상을, 그것도 똑 같은 초기인상을 떠올린다는 것은 납득하기 힘든 것이다. 식이 무리한 가정에 입각했던 아니던 이 식은 그에 의하면 결과와 잘 일치한다. 그래서 그는 "... 조크기 효과는 가산모델 해석을 필요로 하지 않는다"(Anderson, 1974, p. 16)<sup>10)</sup>라고 말하고 있다.

이런 예에서 볼 수 있듯이, Anderson은 평균모델의 변형을 도입해서 평균모델에 불리한 결과를 "예언"하려 했다. 물론 이것은 진정한 예언이 아니라 사후설명에 해당한다. Anderson이 최초로 인상형성에서 대수모델을 검증한 연구(Anderson, 1962a)에서 가산모델은 사용하지 않고 일반적으로 평균모델만을 사용했는데,<sup>11)</sup>

10) "The set-size effect does not, therefore, necessitate an adding interpretation"(Anderson, 1974, p. 16).

11) 이 연구와 다른 또하나의 연구(Anderson, 1962b)에서 Anderson은 평균모델을 가법적 모델(additive model)이라 불러 뒤에 그가 가산모델(adding models)이라 부르던 것(Anderson, 1965)과 혼동을 일으키게 한 바 있다. 1965년 이후부터는 averaging도 포함하는 애매한 "additive" 대신 averaging이란 말을 일관적으로 써 오고 있다. 1982년의 책에서 Anderson은 단순한 가산모델(adding

이 실험결과가 평균모형을 잘 지지하는 것이었으므로 Anderson은 평균모형에 대해 더 확신을 가졌을지 모른다. 어쨌든 그후 Anderson은 평균모형에 부합하지 않는 결과를 만나면 평균모형의 변형모형을 만들어 내는 경향을 보였다. 다른 예로 실제 최종인상이 단순한 평균치가 예언하는 것 보다 더 극단정보 쪽으로 치우치는 경향, 즉 단순평균보다 더 극단적으로 흐르는 경향을 다루기 위해서는 소위 차별가중평균모형 (the weighted averaging model)을 만들고 (Anderson, 1968b), 가산모형을 지지하는 조크기 효과에 대해서는 조크기 공식 (Anderson, 1965, p. 397; 1982, p. 100)을 만들었다. 이것도 그의 그런, 평균모형을 필요에 따라 변형하는 경향의 한 단면을 보이는 예이다. 차별가중모형은 개개 정보를 평균함에 있어서 평가치가 극단적인 정보에 대해서는 비례적으로 큰 가중치를 부여하는 모델로, 이 모델은 실제관찰자료와 잘 부합하는 것으로 밝혀졌다. 그러나 이런 수정은 결과를 알고 난 다음에 결과에 맞도록 만들어졌기 때문에 이런 수정모형을 불신의 눈으로 보는 연구자들이 생기게 마련이다.

결국 Anderson은 평균모형을 구하기 위해서 새로운 변인을 추가하거나 가중치가 역면대로 작용하지 않는다는 추가적인 가정을 했다. 뒤에서 더 자세히 다루겠지만 가산모형과 평균모형의 차이는 기본적으로 가중치의 차이로 귀착한다. 조크기 효과를 평균모형으로 다루기 위해서 위에서 본 바와 같이 초기인상 변인을 가정했는데, 그것이 최종인상을 도출하는 과정에서

사용한 공식은 엄밀한 의미에서의 평균모형에서 벗어나는 것이다. 예를 들면 위에 제시한  $I_k$ 의 공식에서 분자에 나타난 가중치의 합  $[kw + (1 - w)]$ 은 1이 아니다. 조크기 효과에 대한 그의 수정된 "평균모형"은 평균치를 다시 평균하는 형식을 취하는데, 두 번째의 평균은 엄밀한 의미의 평균모형을 따르지 않고 있다는 말이다. 자극(s)의 수가 여럿인 경우의 공식에서 가중치의 합이 1이 되기 위해서는  $[kw + (1 - kw)]$ 이 되어야 했다. 단일 자극의 경우에는 평균모형을 적용하나 [가중치의 합이  $w + (1 - w)$ 로 1이 된다] 다수의 자극의 경우에는 평균모형이 되어 있지 않은 것이다. 물론 자극(s)이 여럿인 경우 식(위  $I_k$  공식 참조)의 분모인  $[kw + (1 - w)]$ 를 사용해서 새로운 가중치를 만들면 가중치의 합이 1이 될 수 있다. 즉 분자의 s의 가중치  $kw/[kw + (1 - w)]$ 로, 그리고  $I_0$ (초기인상)의 가중치는  $(1 - w)/[kw + (1 - w)]$ 로 간주하면 이 둘의 합은 1이 된다. 그렇다 하더라도 단일자극(실험에서의 입력자극이 하나뿐일 때)의 경우에는 처음부터 정보통합의 문제가 무의미한 것인데, 그때에는 초기인상을 가정하고 그것이 단일자극의 반응과 통합한다고 가정해서 평균모형의 모양새를 갖추려 했다. 그러나 이런 가정들은 지나치게 인위적인 조작이란 비판을 면하기 어려워 보인다.

Anderson이 조크기 실험의 결과를 끝내 평균모형으로 설명하려 한 것은 이해가 된다. 정보침가 절차의 결과가 평균모형을 지지하는 결과를 냈으니 일관성을 위해서라도 조크기 실험의 결과도 가산모형으로 보다는 평균모형으로 설명하는 것이 일관성을 위해 바람직한 것이다. 그러나 그런 이유를 제외하면 평균모형을 고수하려 한 것은 그래서 평균모형을 변형해서 결과를 설명하려 한 것은 하나의 편파라고 볼 수 있다. 조크기 실험의 결과는 변형된 가산모형으로도 처리할 수 있다. 예컨대, 인지적으로 뒤에 주의대상이 되는 정보의 가중치는 영이나 영에 가까운 수치가 된다고 가정하면 되는 것이다. 말하자면 선점효과 (prior entry effect) (Jones & Gerard, 1967) 같은 것을 가

---

models)에 대해 거의 언급하지 않는다(Anderson, 1982). 대신 그는 linear models, multiplying models, 그리고 the averaging model을 차례로 다루는데, linear models는 additive 또는 adding-type model로 불린다고 말한다. Adding-type란 범주에는 엄밀한 adding과 subtracting models, adding models with subadditivity, 그리고 averaging models가 포함된다고 한다(Anderson, 1982, p. 104).

정하면 되는 것이다.

이러한 Anderson의 평균모델 선호의 근거는 어디에 있는 것일까 생각해 볼 수 있다. 우선 가산모델은 상식적으로 보아 타당성이 없어 보인다. 이 모델은 정적인 정보는 보태기만 하면 인상이 계속 향상된다고 예언하는데, 인상이 그렇게 계속 상승할 수는 없는 것이다. 상한선이 있게 마련이다. 또한 약하게 정적인 평가를 담은 새 정보는 최종인상을 하락시킬 수 있다고 여겨지는데, 가산모델에서는 우선 그런 감소를 제대로 예언하지 못한다.

Anderson이 평균모델을 선호하는 또다른 이유는 아마 가산모델이 평균모델에 비해 융통성이 적기 때문일 것이다. 평균모델에 차별적 가중치를 사용하면 지나치게 융통성이 있어 거의 어떤 결과도 그것으로 묘사할 수 있다는 비판이 나온다. Anderson 자신도 그런 비판의 여지를 인정하고 있다(Anderson, 1982, p. 300). 가산모델의 경우 각 정보는 1이란 가중치를 갖는 것으로 가정된다. 단순한 가산모델의 경우 가중치는 모든 정보에 대해서 1이고, 가중치의 합은 입력정보의 수와 같아야 한다. 따라서 가산모델과 결과가 달리 나왔을 때 해석을 달리 할 여지가 없다. 더욱이 "초기인상"과 같은 실험이 제공하지 않는 정보를 공식에 반영하기가 어렵다. 왜냐 하면 가산모델에서는 이런 배경요인의 가중치도 1로 잡아야만 하는데, 그렇게 하는 것이 설득력이 없는 경우가 있어 보이기 때문이다. 각 모델의 융통성의 문제는 뒤에서 다시 거론하게 될 것이다.

Anderson의 평균모델에 대한 편향은 다른 곳에서도 보인다. Anderson은 두 모델을 직접 경쟁시키지 않고 다만 인상정보의 가법적(additive) 통합 여부만을 검증한 1962년 연구(Anderson, 1962a)에서 예측치를 평균모델을 사용해서 산출했다. 가산모델을 써서 예측치를 산출하지 않았다. 만일 가산모델에 따라 예측치를 산출하고 이를 관찰된 인상치와 상관시켰더라면 가산모델도 지지를 받는다는 사실을 알 수 있었을 것이다. 그러나 그는 오직 평균공식

만을 사용해서 예측치를 산출하고 그 자료로 가법성을 검증했던 것이다. 이것도 일종의 편파라고 할 수 있다.

앞에서 보았지만 인상형성분야에서 평균모델의 증거를 발견한 첫 연구의 설계는 우리가 알고 있는 일반적인 연구와는 상당히 다른 것이다(Anderson, 1982). 이 연구(Anderson, 1962a)는 형용사가 3요인설계로 꾸며져 있었다. 피험자는 3개의 형용사를 보고 인상을 평정해야 하는데, 이들 3개의 형용사는 단일 차원상의 형용사들이 아니라 실험자의 구상으로 는 각기 다른 성격차원을 대표한다. 예를 들어 "경우 밝은, 너그러운, 눈치 빠른"이라는 3개의 형용사를 받았다면 이들은 물론 각기 평가치에서 차이가 나지만 첫 형용사는 "은공을 모르는" 차원을, 두 번째 형용사는 "상냥함" 차원을, 그리고 세 번째 형용사는 "무책임성" 차원을 대표하는 것이다. 1965년 연구(Anderson, 1965)에서는 형용사의 의미차원은 따로 없고 다만 평가치에 따라 4단계로 구분된 형용사들로 부터 2개조 또는 4개조의 자극을 만들어 사용했다. 이 연구에서는 형용사는 단순히 평가(좋다-나쁘다) 차원에서 달랐고 이에 덧붙여 형용사 수의 크기를 조변(manipulate)<sup>12)</sup>했다. 형용사의 의미의 차원을 평가치로 단일화시킨 반면 조크기라는 새로운 변인을 첨가한 것이다. 이 실험이 한국어 형용사를 사용한 정보통합실험이 다른 형태이다(예: 장성수, 1978; 조공호, 1982).

두 결합모델 중 어느 것이 더 타당한가 하는 문제는 지각차원의 문제가 개입해서 보다 복잡해진다. Anderson의 인상형성 연구는 주로 평가차원(the evaluation dimension)에 한한 것이었다. Osgood, Suci, 및 Tannenbaum(1950)

12) 영어에서 변인의 manipulation을 "조변(操變)"으로 번역한 것. 종래에 "조작"이란 말은 operation과 혼동될 뿐만 아니라 변인이 조작되는 경우도 있지만 단순히 조건을 "선택"해서 쓰는 경우가 있어 새로 만든 말임. 조작과 변화라는 두 동사의 합성어의 뜻으로 쓰는 것임.

의 3가지 의미 차원중 두 번째 차원인 활동(活動, activity) 차원에는 평균모델이 잘 적용되지만, 세 번째 차원인 역능(力能, potency) 차원에서는 두 모델 모두 적합하지 않다는 것이 드러나고 있다(Hamilton & Huffman, 1971).

결론적으로 Anderson은 인상형성의 정보첨가 실험에서 평균모델과 이탈하는 결과는 가중 평균모델이나 초기인상을 가정하는 수정된 모델을 가정하므로써, 그리고 조크기 효과처럼 평균모델과 이탈하는 결과에 대해서는 초기인상(initial impression) 요인을 수용하는 변형된 평균모델을 설정하므로써 평균모델을 고수했다. 그러나 각각의 결과는 가산모형으로도 설명될 수도 있는 것이다. 특히 조크기 실험의 결과는 전반적으로 평균모델에 불리한 것인데도 추가적인 가정을 하므로써 평균모델을 옹호했다. 이런 태도는 이론의 일관성을 유지한다는 면에서는 이해할 수 있는 것이나 그런 결정이 임의적이라는 비판을 면하기 어렵게 만든다.

### 가산모델과 평균모델: N-의존적 가중치와 N-독립적 가중치의 구별

가산모델과 평균모델의 대조에서 각 모델의 예언치(중속치)는 정보입력(평가치)과 이들 입력의 가중치의 함수이다. 한 실험에서 두 모델을 비교할 때는 입력치를 고정시키고 가중치만을 모델에 맞게 설정해서 예언치를 산출하고 관찰결과와 비교하게 된다.

Anderson이 정보통합모델을 연구에 쓰기 시작한 것은 1959년으로 소급한다(Anderson, 1959). 그러나 인상형성에 정보통합모델을 처음 적용하기 시작한 것은 1962년의 일이다(Anderson, 1962a). 당시 그는 평균모델만을 다루었지만 1965년에 와서는 가산모델과 평균모델을 직접 비교하는 실험(Anderson, 1965)을 했다. 1974년 무렵에 들어와서는 그는 인상형성이나 기타 연구분야에서 두 모델의 대결이라

는 문제를 다루지 않게 되었다. 사실 1967년에는 인상형성에서의 조크기(set size) 효과와 관련해서 평균모델을 적용했는데 이것도 이미 가산모델을 심각한 모델로 간주하지 않았음을 시사하는 것이다. 이런 그의 견해를 반영하는 것이 그의 1974년 논문(Anderson, 1974)인데 여기서 그는 엄격한 가산모델에 대한 증거는 실질적으로 전무한 상태라고 고백하고 있다.<sup>13)</sup> 이런 발언 등을 고려해 볼 때 1965년의 대비연구 이후에 그는 두 모델의 대결이라는 문제를 사실상 중요한 연구문제로 간주하지 않았거나 이미 끝난 문제로 간주한 것으로 보인다.

Anderson(1974)은 가산모델에 대한 증거가 없다고 말하면서도 다른 한 편 형식적으로 가산모델에 속하는 감산모델(subtracting models)은 대인지각과 다른 분야에서 상당한 지지를 받고 있음을 시인했다(Anderson, 1974, p. 10). 그러므로 가산모델을 완전히 버릴 수도 없는 상황이었었는데, Anderson은 단순한 "더하기" 형태의 가산모델에 관한 한 지지증거가 없는 것으로 보았다. 다른 곳에서 그는 평균모델이 "주된 역할"을 했지만 감산(subtracting) 모델과 승법(multiplying) 모델도 또한 유용했다 라고 말하고 있다(Anderson, 1974, p. 3). 그러면서도 대수적 모델의 주요형태로 가산, 평균, 그리고 승법의 3개 모델을 들고 있다(Anderson, 1974, p. 7). 그러니까 가산모델은 형식적으로는 주요한 범주에 들지만, 경험적으로 이 모델에 부합되는 예는(감산모델을 제외하고) 별로 없고, 따라서 다룰 필요가 별로 없

13) "It is an odd fact that there is virtually no evidence for strict adding models. The parallelism prediction, it is true, has been supported in numerous experiments, but in virtually every case the integration process has been shown to follow an averaging rather than an adding model" (Anderson, 1974, p. 10). 그럼에도 불구하고 순수한 가산모델이 특히 그가 가법적 힘 모델(additive force model)이라고 부르는 이론들 속에서 발견될 가능성이 있음을 지적하고 있다(Anderson, 1974, pp. 10-11; pp. 22-28).

다고 말하는 것 같이 보인다.

Eagly와 Chaiken(1993)도 각종 통합모델<sup>14)</sup> 중에서 평균모델이 가장 적용 가능한 것으로 나타났으며, 가산모델과 평균모델을 비교한 대부분의 연구에서 평균모델이 우월한 것으로 나왔다고 말하고 있다.<sup>15)</sup> 그런데 이들이 지적하는 바와 같이 가산모델과 평균모델 중에 어느 것이 보다 타당한 결합규칙인지 하는 것은 사회심리학 분야에서, 특히 인상형성 연구에서 주요한 논점으로 다루어져 왔다(p. 151, 각주 10 참조).<sup>16)</sup> 이들은 "한때 그랬다"라고 이 각주에서 말해 이 문제가 이제는 해결된 것처럼 쓰고 있다. 짐작컨대, 평균모델이 타당한 것으로 밝혀져서 더 이상 논란의 대상이 되지

않는다는 의미일 것이다.

Anderson의 이 문제에 대한 입장변화가 사회심리학 교과서에서의 인상형성의 취급에도 반영되고 있다. 예를 들면, Friedman, Carlsmith, 및 Sears(1974)의 3인이 쓴 *Social Psychology*는 1판(1970)부터 3판 (Freedman, Sears, & Carlsmith, 1978)까지는 "Adding vs. Averaging"이란 표제를 내걸고 이 문제를 다루었는데, 3판에서는 두 모델의 상대적 타당성에 대해서는 "아직 최종답이 나오지 않았다"(p. 76)라고 말했지만, 4판(1981)부터는 다만 평균원리(the averaging principle)만을 제목으로 내걸고 마치 두 모델간의 경쟁이 끝난 것처럼 다루고 있다. 4판에서 저자들은 "이들 연구들은 전체적으로 아주 신빙성 있게 인상형성을 설명하는 주된 원리는 가중평균원리라는 것을 보여준다"(p. 92)라고 쓰고 있다. 그리고 이 원리가 유일한 원리는 아닐지 모르지만 평균원리가 "지배적인 원리"라는 데에 연구자들 간에 넓은 공감대가 존재한다 라고 말하고 있다.<sup>17)</sup> 이와 비슷한 입장은 이 책의 최근 판들 (Taylor, Peplau, & Sears, 1994, 1997)에도 유지되고 있다.

그러나 이들 교과서에서는 비록 가중평균원리의 상대적 타당성을 인정하면서도 그리고 제목으로 평균모형을만을 내걸고 있으면서도, 내용면에서는 여전히 가산모델과 평균모델을 비교하고 있다. 그것은 평균모델을 이해시키기 위해 필요한 절차인지는 모른다. 하지만 중요한 사실은 교과서들이 인상형성 분야에서 가산모델과 평균모형을 비교하고 있다는 것이다.

17) "The body of research as a whole indicates quite convincingly that the major principle accounting for impression formation is the weighted average. Researchers in the area share a broad consensus that an averaging principle is the dominant, though probably not the only, principle at work in impression formation. The averaging principle has the additional advantage of simplicity, or parsimony, so it is to be preferred, everything else being equal."(Freedman et al., 1981, p. 92)

14) Anderson은 단지 가산모델과 평균모델만 생각하고 있는 것이 아니다. 인상형성 문제에서는 이 두 모델이 주로 논의의 대상이 되나 정보통합이라는 넓은 입장에서 그는 이 둘 외에 감산모델(subtractive models)과 승법모델(multiplying models)을 논하고 있다. 평균모델에서는 일반평균모델, 거리 비례적 평균모델(distance-proportional averaging model), 고정가중치 평균모델(constant-weight averaging models), 그리고 차등가중치 평균모델(differential-weight averaging models)을 다루고 있다. 그 밖에도 복합모델, 비교판단모델, 비율모델, 그리고 2-단계 통합모델을 다루고 있다 (Anderson, 1974).

15) "The breath that the information integration approach possesses stems in large part from its inclusion of a variety of specific integration rules as plausible combinatorial models. Yet the integration rule that has proven to have the widest applicability is averaging, and most critical tests of averaging versus adding rules have favored averaging(e.g., Anderson, 1965a, 1968b; Gollob & Lugg, 1973; Hamilton & Huffman, 1971; Hendrick, 1968; Himmelfarb, 1973)."(Eagly & Chaiken, 1993, p. 110).

16) "Whether an adding or averaging equation provides a more valid combinatorial rule was once regarded as a major controversy in social psychology, especially in research on forming impressions of people (see N. H. Anderson, 1974, 1981a; Fishbein & Ajzen, 1975; Schneider, Hastorf, & Ellsworth, 1979).

Anderson 자신은 두 모델의 비교를 오래 전부터 포기한 상태인데, 교과서들은 여전히 두 모델의 비교가 인상형성에서 가장 중요한 문제로 다루고 있는 것이다.

인상형성에 관한 한 Anderson이 1965년 이후 두 모델의 비교를 평균모델 우세라는 쪽으로 결정을 내리고 다른 문제들로 옮겨간 것은 가산모델이 평균모델의 경쟁이 되지 않는다는 생각에서였을 것이다. 본 논문의 주목적은 인상형성 분야에서 두 모델을 경쟁시키는 문제보다는 두 모델이 어떤 상황에서 각각 사용되는지를 연구하는 것이 더 유용하다는 관점을 제시하는 것이다.

이제 Anderson이 어떻게 가산모델과 평균모델을 대수적으로 표현하고 있는지를 알아볼 차례이다. 최근에 Anderson(1982)은 2요인설계(2-factorial design)를 가정하고 가산모델의 식을 세우고 있는데, 그것이 아래에 나와 있다. 2요인설계이므로 피험자가 받는 형용사는 한 번에 2개이다. 식의 부호는 Anderson(1982)이 사용한 것을 고치고 단순화시켰다.

$$I_{ijx} = C_0 + w_{Ai}SA_i + w_{Bj}SB_j + e_{ijx} \dots \dots \dots (1)$$

여기서 아래 첨자  $ij$ 는 A와 B의 두 변인(각각 동수인  $m$ 개의 수준을 가진)으로 된 2요인설계에서 특정한 조건 또는 칸(cell)을 가리킨다.  $C_0$ 은 I 척도에 0이 생기도록 만드는 조정수치이다.  $s_A$ 와  $s_B$ 는 2개의 다른 정보를 나타내는 동시에 다른 "변인" 또는 차원을 대표한다. 이런 설계에서 조건 또는 칸의 수는  $m$ 을 각 변인의 수준의 수라고 하고 수준의 수가 동일하다고 할 때  $m_2$ 개이다.  $x$ 는 같은 조건 안에서 반복된 측정치(replications)를 가리킨다. 5일간 같은 측정이 반복되었다면  $x=1, x=2, x=3, x=4$ , 그리고  $x=5$ 의 5개의 측정치가 존재한다. 따라서  $I_{ijx}$ 는 특정한 시행에서의 인상치를 가리킨다.

(1)식에서  $e$ 는 측정오차를 반영하는데 식을

간단히 만들기 위해서 이를 제거하고 또 인상 척도 I에 0이 있게 하기 위한 조정치인  $C_0$ 항을 생략하면, 그리고 단 한 번의 자극제시를 한다고 가정하고 조건에 대한 표시만 남기면 식은 다음과 같이 된다. 즉,

$$I_{AB} = w_{SAi} + w_{SBj} \dots \dots \dots (2)$$

실제로 Anderson은 연구에서는 I만이 관찰되고 오른쪽의 항은 미지이고 자료에서 추정할 수 있을 뿐임으로, 그리고 I척도에서 0의 위치를 규정해 주는  $C_0$ 는 자극에 자동적으로 흡수됨으로, C항은 때어버릴 수 있고  $w_{SA}$ 와  $w_{SB}$ 는 단순히  $s_A$ 와  $s_B$ 로 표시할 수도 있음을 지적하고 있다(Anderson, 1982, p. 58).

식의 오른쪽에 있는 두 항은 두 자극, 더 엄격히 말해서 두 자극이 일으킨 주관적 값(Thurstone이 말하는 discrimininal processes에 해당)이다.<sup>18)</sup> (2)식의 가중치들을 살펴 둔 채, 가중치가  $w_A = w_B = \dots = w_K$ 라고 가정하면, (2)식은 (3)식과 같아진다. 즉,

$$I_{AB} = w_{SA} + w_{SB} \dots \dots \dots (3)$$

제시되는 자극수가  $N>2$ 이면 항의 수도 따라서 증가할 것이다.  $N>2$ 인 보다 일반적인 경우를 식으로 표시하면 (4)식과 같이 된다.

$$I = w_{SA} + w_{SB} + w_{SC} \dots + w_{SK} \dots \dots (4)$$

여기에 계수가 항마다 다 같다고 가정하면,

$$I = w(S_A + S_B + S_C \dots + S_K) \dots \dots \dots (5)$$

다음은 Anderson이 평균모델을 어떻게 다루었는지를 보기로 한다. 그는 평균모델을 다음과 같이 표시한다. 여기서도 부호를 약간 바꾸

18) Anderson이 제시하는 정보통합을 전제로 한 판단모형은 Anderson(1982, p. 4)나 Shanteau와 Nagy(1984, p. 50)를 참조하라.

어 그의 반응에 대한 R 대신에 인상이란 의미의 I를 쓰기로 한다. 그러면 그의 평균모델은 다음과 같이 된다.

$$I = C_0 + \sum \frac{wS}{w} \dots\dots\dots(6)$$

위 식에서 각 자극이 갖는 계수 또는 가중치를  $\sum w$ 로 나누면 상대적 가중치가 되는데, 각 항의 상대적 가중치  $w/\sum w$ 들을 합치면  $\sum (w/\sum w) = 1$ 이 된다. 이 식에서는 가산모델에서와 마찬가지로 자극치(정보치)와 절대적 계수가 서로에 대해서 독립적이라는 것이 전제가 된다.  $C_0$ 는 가산모델에서와 마찬가지로 I 척도에 0점이 생기게 만들기 위한 조정수치이다. (6)식에서 각 변인 안의 수준들을 대표하는 정보항들이 같은 가중치를 지녔다고 가정하면 (6)식은 (7)식과 같이 된다.

$$I = C_0 + (w_0S_0 + w_SA + w_SB + w_SC \dots + w_SK) / (w_0 + w_A + w_B + w_C \dots + w_K) \dots\dots(7)$$

위 식에서  $w_0S_0$ 는 기억 속에 있는 자극 또는 경험을 표시한다. 이 항과 C항을 떨어내고 변인들간에 가중치가 같다는 가정을 하면 (7)식은 다음과 같은 형태가 된다.

$$I = (w_SA + w_SB + w_SC + \dots + w_SK) / (w_A + w_B + w_C + \dots + w_K)$$

$$= w \frac{\sum S}{wN} = \frac{\sum S}{N} = \frac{1}{N} \sum S \dots\dots(8)$$

(8)식에서 N은 자극의 수에 해당한다. 이 식은 잘 아는 평균의 공식에 불과하다. Anderson은 한 변인의 수준간에 계수가 같고 다른 변인에서는 수준간에 계수가 같지 않은 경우 등을 고찰하고 또 요인실험 자료를 통해서 각 변인의 수준의 계수와 또 자극치를 추정하는 문제를

자세히 다루고 있다.

이제 특성형용사를 사용한 인상형성 실험 상황과 맞는 모델을 살펴보기로 한다. Anderson이 한 초기의 인상형성 실험 (Anderson, 1962a; 1962b; 1965)에서는 요인설계를 가정하지 않았다. 따라서 공식의 오른쪽항들이 다른 자극변인(요인)을 대표하는 자극으로 간주하지 않고 대개는 한 변인, 예컨대, 평가차원을 대표하는 중복되는 정보로 간주하기 때문에 여러 변인(차원)이 관여하는 요인실험(factorial experiment) 설계를 상정할 필요가 없다. 초기에 한 실험의 모델은 실험설계로 말하면 단일요인설계(single-factor design)에 더 가깝다. 가깝다고 말하는 것은 단일요인설계와 완전히 일치하는 것은 아니기 때문이다. 단일요인설계에서는 조건은 한 변인의 다른 수준들을 대표하는 것이나, 성격특성 형용사들을 사용하는 실험에서 제시되는 형용사들은 같은 수준에서 나온 것일 수도 있고 다른 수준에서 나온 것일 수 있다. 따라서 특성형용사를 사용한 인상형성 실험상황에 맞는 공식은 (9)식과 같은 간단한 것이면 족하다.

단일한 차원에서 오직 평가치만 다른 여러 형용사가 제시되는 인상형성 실험에서의 일반적 정보통합모델 공식은 다음과 같은 것이다. 아래 보이는 (9)식은 각 항의 가중치가 동일하다는 것을 가정한 것이다.

$$I = (wS_1 + wS_2 + wS_3 + \dots + wS_n) / (w_1 + w_2 + w_3 + \dots + w_n) \dots\dots(9)$$

(9)식은 평균모델에 해당한다. (9)식은 외형적으로는 (8)식과 같아 보인다. 그러나 실제로는 그렇지 않다. (8)식의 오른쪽에 있는 자극(엄격히 말해 이들이 야기한 심리적 반응)들은 각각 어떤 자극변인(차원)을 대표하는 정보들인데 반해 (9)식의 오른쪽에 있는 자극들은 그런 별개 자극 차원이 가정되지 않은 자극들이다. 실제로 Asch형의 성격특성을 자극으로 사용하는 인상형성 실험에서는 이들 자극은 모두 한 차원, 즉 평가(evaluation) 차원을 대표

한다고 볼 수 있다. 따라서 (8)식에서는 종류가 다른 차원의 정보의 결합이라는 의미가 있지만 (9)식에서는 같은 차원에서의 여러 정보의 결합이라는 의미가 들어가 있다. 요인실험 설계를 갖추지 않은 연구에서는 Anderson이 제시한 "평행성"의 기준으로 결합법칙을 평가할 수 없다. 다른 기준이 필요해진다.

(9)식에서 각 항의 가중치인  $(1/N)$ 이 1이라고 가정하면 바로 가산모델이 나온다. 즉, 단일차원만 다루는 실험에서 가산모델은 다음과 같이 된다.

$$I = \sum s_i \dots \dots \dots (10)$$

(9)식을 같은 조건에서 평균모델로 표현하면,

$$I = w \frac{\sum s}{wN} = \frac{\sum s}{N} = \left(\frac{1}{N}\right) \sum s \dots (11)$$

(10)식과 (11)식의 차이는 전자(가산모델)에서는  $w = 1$ 인 반면에 후자(평균모델)에서는  $w = 1/N$ 이라는 점이다.

(10)식과 (11)식은 각각 모든 항의 증치가 같다는 가정을 전제로 한 것인데, 여러 독립변인들을 통해 어떤 종속변인을 예언하는 데 사용되는 등식에서는 예언에 기여하는 독립변인들 각각의 계수( $w$ )가 같지 않은 것일 수 있다. 그런데, 형용사들을 사용한 인상형성실험에서 Anderson(1965)은 실제로 피험자에게 "조에 포함된 모든 형용사들이 똑 같이 중요하고 따라서 같은 정도의 주의를 기울여야 한다"(p. 395)는 지시를 주었다. 물론 그렇게 주의를 주었다고 해서 조 안에 포함된 형용사 각각이 같은 정도로 최종 판단에 영향을 끼친다는 보장은 없다. 그 예를 소위 핵심특성(central trait) 효과를 보이는 실험에서 찾아볼 수 있다. 다른 형용사들 보다 "따뜻하다"와 "차갑다"라는 형용사가 월등한 영향을 미치는데, 이

것은 다른 형용사보다 이 두 형용사들이 평가 차원과 가장 가깝기 때문이라고 여겨진다. 그러나 만일 형용사들이 모두 평가차원의 부하가 높은 경우에는 각 정보는 비슷한 정도로 최종 판단에 영향을 준다고 가정해도 큰 무리가 없을 것이다. 다시 말하면 특성형용사를 사용하는 실험에서는 형용사로 대표되는 입력정보가 평가차원 상에서 사전평정을 받은 것들이었으므로 각 자극(형용사)들에게 같은 가중치가 적용되어도 무리가 없을 것이다.

이제까지 일반적인 가산모델과 평균모델에서 형용사들을 사용하는, 자극의 단일차원을 가정하는 인상형성 실험에 맞는 모델에 이르기까지 살펴보았는데, 모델이 일반화되는 또하나의 방향은 인상정보를 받는 피험자가 사전에 표적인물에 대해서 이미 어떤 사전정보를 가지고 있다고 가정하는 것이다. 이런 모델은 (7)식에서 이미 보았다. 그 식에서는 배경정보로  $s_0$ 와 같은 정보를 가정한다. 그러면 가산모델과 평균모델 양자에 적용되는 모델의 형태는 다음과 같이 된다.

$$I = w_0 s_0 + w_1 s_1 + w_2 s_2 + w_3 s_3 + \dots + w_k s_k \dots (12)$$

Eagly와 Chaiken(1993, p. 241)은 일반모델로 (6)식과 같은 것을 제시하는데, 그들에 따르면 "이 식에서  $w_1$ 가 양수(positive)이고 합이 1이 된다는 추가적인 가정을 하게 되면 평균모형이 된다"(p. 241)고 말한다. Anderson(1974) 자신도 "가중치의 합은 1이 되어야 하며, 이것은 가산이 아닌 평균모델이 되는 조건이다"<sup>19)</sup> (p. 11)라고 못박고 있다. 이와 같이 평균모델의 가중치에 관해서는 일정한 합의가 존재한다. 가산모델의 경우에는 일정한 기준이 없어 보인다. 위 식을 가산모델로 바꿀 때는 가중치의 합이  $N$ (개별 정보의 수)이 되어야 하는데, 정보별로 가중치를 달리 정할 만한

19) "The weights are required to add to 1, the condition for an averaging as opposed to an adding model" (Anderson, 1974, p. 11).



근거가 없을 때는 결국  $w_0 = w_1 = w_2 \dots = w_k = 1$ 로 고정시키게 된다.

단일차원의 정보만을 다루는 경우를 전제로 할 때, 두 모델은 적용되는 제약조건에서 차이가 있다. 가산모델에 적용되는 제약조건은 (1) 각 정보항의 가중치는 1이어야 하고, (2) 가중치의 합이 정보의 수(N)와 같아야 한다는 것인데, 평균모델의 경우에는 제약조건이 단지 (1) 가중치의 합이 1이 되어야 한다는 것뿐이다. 다시 말하면 (1) 각 자극의 가중치가 서로 같을 필요가 없으며 또 (2) 어느 한 수치로 고정될 필요도 없다. 따라서 얻어진 결과에 맞게 해석을 달리할 수가 있는 것이다. 조크기 효과를 위한 수정된 평균모델에서 처럼 입력자극이 아닌 배경요인(초기인상과 같은)을 공식에 반영하는 것도 쉬워진다. 이것은 가중치를 상황에 맞게 정할 수 있기 때문이다. 사실 평균모델에서는 각 입력정보의 가중치가 동일하지 않게 설정하는 것이 더 자연스럽다(Anderson, 1982, p. 102 참조). 그러나 가산모델의 경우는 이 배경요인도 가중치를 1로 해야 한다는 요구조건이 생겨(여기서 이해되고 있는 가산모델의 성질에 따라) 그런 요인을 식 안에 반영하기가 어려워진다.

Anderson은 고정가중치 평균모델은 가산모델과 "기본적으로 같은 성질을 지닌다"(Anderson, 1974, p. 12)라고 말한다. 이 말이 완전히 같은 예언을 한다는 말인지는 분명치 않다. 나중에 보겠지만 두 모델은 다른 예언을 한다.

위의 논의로 보면 보다 의미있는 인상형성 연구의 방향은 1과 1/N 사이에 분포된 모든 크기의 가중치를 대상으로 삼는 것으로 보일 것이다. 그러나 조금 더 생각해 보면 1과 1/N은 연속적인 가중치의 범위 안에 있는 두 수치가 아니라 질적으로 다른 가중치라는 것이 드러난다. 1은 N(정보 수)이 반영되어 있지 않은, 다시 말하면 N과는 무관한, N-독립적인(N-independent) 가중치를 대표하는 것이고 1/N이란 가중치는 N과 유관한, N-의존적인

(N-dependent) 가중치이다. 예를 들면 인상정보 HH에 평균모델의 가중치는 1/2이 되지만 인상정보 HHHH에 대한 가중치는 1/4이 된다. 자극조의 크기에 따라 사용되는 가중치가 달라지는 것이다. 한편 가산모델의 경우는 HH의 경우나 HHHH의 경우나 가중치는 1로 되어 조크기에 따른 변동이 없다.

일반적으로 1이나 1이 아닌 어떤 양수 x (예: .5나 2)를 가중치로 사용해도 가산적인 결과가 나온다는 것을 알 수 있다. 이런 양수는 x (1)로 표현할 수 있다. 이런 관점에서 보다 일반화된 모델별 가중치를 정의할 수 있을 것이다. 즉, 가산모델이 되기 위해서는 가중치는 1의 배수이면 되고, 이 가중치의 합은 N의 배수이면 된다. 평균모델의 가중치는 1/N의 합수로 표시될 수 있는 어떤 양수 x/N(예: 2/N나 10/N)이면 되는 것이다. 가중치의 합은 어떤 1의 배수인 양수이면 되는 것이다. 즉, 평균모델의 경우 가중치는  $x/N = x (1/N)$ 의 형태를 취한다. x치가 모든 자극에 고정되어 있을 때  $x/N$ 을 가중치로 사용한 공식은  $I = x (1/N) \sum S_i$ 의 형태로 되고 따라서 평균모델이라 부를 수 있는 것이다. 식에서 가중치 w가 1/N의 함수가 아닌 다른 형태를 취하면, 다시 말하면 가중치의 합이 N의 함수가 되면 그 식은 평균모델이 되지 않는다. x/N의 형태의 가중치에서는 종속치는 입력항의 수, 즉 조크기(N)의 영향을 받지 않는다. 그러나 N-독립적 가중치를 쓴 공식에서는 종속치가 조크기의 영향을 받는다.

위에서 말한 것을 보여주기 위해서 몇 개의 가중치를 선정해서 인상치를 정보첨가와 조크기 상황에서 산출해 보면 다음과 같이 된다. 여기서 H = +3, M+ = +1, L = -3, M- = -1이라고 가정한다. 적용하는 공식은  $I = w \sum S_i$ 이다. 그러면,

사례 1: (w) = 2(1)일 때:

$$HH : 2(+6) = +12$$

$$HHMM : 2(+8) = +16$$

$$HH : 2(+6) = +12$$

$$HHHH : 2(+12) = +24$$

사례 2:  $(w) = (1/2)(1)$ 일 때:

$$HH : .5(+6) = 3.0$$

$$HHMM : .5(+8) = 4.0$$

$$HH : .5(+6) = 3.0$$

$$HHHH : .5(+12) = 6.0$$

위의 시연에서 보듯이 (사례 1과 사례 2 참조) N-무관 가중치는 조크기 효과(HH 대 HHHH의 대조에서 후자의 평가치가 더 높은 것)를 잘 예언하지만 약한 정보의 첨가효과(HH 대 HHMM 대조에서 후자의 평가치가 낮은 것)는 예언하지 못한다. 이번에는 N-유관 가중치를 사용해서 결과를 알아보면(사례 3과 사례 4 참조) 다음과 같다.

사례: 3.  $(w) = (1/N)$ 일 때:

$$HH : (1/2)(+6) = +3$$

$$HHMM : (1/4)(+8) = +2$$

$$HH : (1/2)(+6) = +3$$

$$HHHH : (1/4)(+12) = +3$$

사례: 4.  $(w) = 2(1/N)$ 일 때:

$$HH : (2/2)(+6) = +6$$

$$HHMM : (2/4)(+8) = +4$$

$$HH : (2/2)(+6) = +6$$

$$HHHH : (2./4)(+12) = +6$$

위의 두 예에서(사례 3과 사례 4) x/N형태의 가중치는 정보첨가 효과를 잘 예측해 주지만 조크기 효과는 전혀 예측하지 못한다는 것을 알 수 있다.

위와 같은 분석을 토대로 N과 무관하게 정

의된 양수로 된 가중치는 기본적으로 가산모델을 만들어 내며, 반대로 x/N형태의 N-유관한 가중치는 기본적으로 평균모델을 만들어 낸다는 것을 알 수 있다. 이것은 어떻게 보면 가산과 평균의 일반적인 정의라고 말할 수 있을 것이다. 종래의 가산식에서 가중치가 1이어야 한다는 조건은 그 수치 자체가 중요한 것이 아니라 N과 무관한 양수라는 점이 더 결정적이었음을 알게 된다. 가중치의 합이 N이 된다는 요건도 필수적이지 않음을 알 수 있다. 마찬가지로 평균모델에서는 가중치의 합이 1이 된다는 것이 중요한 것이 아니라 가중치가 x/N의 형태를 취하는 것이 더 중요하다는 것을 알게 된다. 합은 1/N의 어떤 배수도 될 수 있는 것이다. 이렇게 모델의 제약을 풀어놓고 다음에 각 자극의 가중치의 크기마저 고정시키지 않으면 한층 더 융통성 있는 모델들이 나올 것이다. 이 경우에 일반적으로 인상평가란 종속변인 y는 다음과 같은 식으로 표시할 수 있다:  $y = f(w, s)$ . 여기서 s는 독립변인(형용사 평가치)이고 w는 파라미터 벡터 [ $w = w_0, w_1, w_2, \dots, w_k$ ]를 나타낸다. 파라미터는 여기서는 주로 가중치로 대표되는 것이다. 위에서 본 (12)을 생각하면 될 것이다.

Anderson(1974, p. 11)은 가중치가 무엇을 의미하는지를 알아보는 것도 중요하다고 말한다. 가중치는 대체로 그 정보의 중요성을 의미하지만, 또 많은 경우에 정보의 양을 의미할 수도 있다. 가중치는 태도변화실험에서는 태도 변화에 대한 저항과 관계가 있다. 가중치가 상황에 따라 어떻게 달라지는지, 또 가중치를 변화시키면 어떤 결과가 오는지를 연구하게 되면, 가중치의 의미를 발굴하는 결과를 가져올 것이다. Anderson(1982, p. 102)은 최근에 가중치의 문제에 약간 언급했으나 가중치가 갖는 심리적 의미에 대해서는 언급하지 않았다.

## 정보통합에 관한 하나의 가설

Anderson과 다른 연구자들의 결과를 놓고

볼 때, 평가치가 다른, 이질적인 정보가 섞여 있는 정보조에 대해서는 평균모델이 사용되는 것으로 보이며, 평가치가 같고 동질적인 정보들로 구성된 정보조에 대해서는 사람은 가산적으로 반응하는 것으로 보인다. 왜 그렇게 되는지는 다음 연구에서 밝혀져야 할 것이지만 우선 다음과 같은 가설을 내놓을 수 있다. 즉, 같은 표적인물에 대해서 상치하는 평가가 들어오면(같은 차원상의 평가를 가정) 관찰자는 각각의 정보를 오차가 들어 있는 평가로 간주하고 이를 평균하려 한다. 그러나 같은 표적인물에 대해서 같은 평가를 담은 정보가 들어오면 관찰자는 이를 안정적인 평가로 간주하고 가산적으로 통합한다는 것이다.

이질적인 정보를 받을 때 왜 평균의 방식으로 정보통합을 해야 하느냐에 대해서는 현단계로서는 오직 추측밖에 할 수 없다. Fishbein과 Hunter(1964)는 "그러나 일반적으로, 평균을 하려 결정 했다는 것은 신념의 수 자체가 비교적 중요치 않은 변인임을 의미한다"(p. 506)<sup>20)</sup>라고 말하고 있는데, 어떤 경우에는 많은 개별정보가 반복에 불과한 것으로 보이고 어떤 때는 개별정보 하나하나가 새로운 정보로 보이고 하는 것을 가정하고 있는 듯이 보인다. 물론 언제 여러 정보가 중복으로 보이고 언제 그렇지 않게 보느냐가 관건인데, Fishbein과 Hunter(1964)의 경우는 같은 피험자에게 4명의 표적인물(A, B, C, D)을 평가하게 했는데, 예컨대, A는 1개, B는 2개, C는 4개, 그리고 D는 8개의 형용사로 묘사한 자료를 받았다. 한 피험자가 동시에 4명을 소개받은 것인데, 각 표적인물의 첫 형용사는 가장 평가치가 높은 것이고 다음으로 갈수록 약간씩 평가수준이 낮아지게 배열했다. 첫 형용사의 평가치는 모든 표적인물에게 같은 정도로 높은 것이었다. 이런 상황에서 피험자는 형용사의 수에 주목하지 않

을 수 없게 되어있다. 따라서 이 연구에서 정보 합산(summation)의 (다시 말하면 가산모델을 지지하는) 결과가 나온 것은 당연하다고 하겠다.

이런 연구에서 암시되는 것은 실험이 반복 측정(한 피험자가 여러 표적을 평가하는 경우)과 단일측정(한 피험자가 한 표적만을 평가하는 경우)을 쓰느냐에 따라서도 결과가 달라 나올 수 있다는 것을 시사한다. 단일표적만 받은 피험자는 형용사의 수가 중요하다는 것을 전혀 눈치채지 못할 것이기 때문에 평균할 가능성이 높아질 것이다. 한 표적에 대해서 6개나 7개의 형용사를 제시하고 평가하라는 지시를 받았을 때 그 많은 정보는 중복되는 구찮은 존재로 보일 것이다. 그래서 상황은 단순화하기 위해서라도 평균을 하려고 할 것이다.

이 가상적인 예에서 볼 수 있듯이 주어진 여러 정보의 평가치들을 평균한다는 것은 인지적 단순화를 위한 작업일 수 있다. 같은 대상에 대해서 여러 다른 평가가 나오면 그것을 기억하기가 어렵다. 우선 판단을 하고 판단한 결과를 기억에 저장하여야 하는데, 평가가 다르다면 그런 작업이 어렵게 된다. 그래서 사람은 평균한다고 생각할 수 있다. 평균을 하는 이유는 인지적 불확실성을 줄이고 복잡성을 줄이기 위한 것일 수도 있다는 말이다.

한편 동질적이고 동가적인 정보(HHHH에서 처럼)가 중복해서 들어올 때, 그리고 깊은 정보처리의 필요를 느끼지 않을 때, 다시 말하면 피상적인 정보처리를 해도 될 때[Petty와 Cacioppo(1986)의 elaboration likelihood model이 가정하는 것 같은], 판단자는 가산모델에 따라 인상을 형성할 것이 예상된다. 인상 판단에 대한 심리적 부담이 별로 없을 때, 즉 단순화나 불확실성을 줄일 필요를 느끼지는 않을 때도 가산모델에 따라 인상을 형성할 것이다. 그밖에 인상판단 상황이 정보의 수를 부각시킬 때 가산모델에 따른 인상형성이 일어날 것이다. 대체로 중복되는 많은 정보에 따라 인상판단을 하면 판단자는 적은 수의 정보에 따

20) "In general however, the decision to average implies that number of beliefs per se, is a relatively unimportant variable"(Fishbein & Hunter, 1964, p. 506).

라 판단했을 때보다 자신의 판단에 대해 더 확신을 가질 것이다. 그러나 이것은 판단의 결과이지 가산적 정보처리를 촉진하는 조건은 아니다.

이런 가설에 따라 자극조 구성의 동질과 이질이라는 특징에 조크기 변인이 첨가된 상황에서 어떤 평가가 나오는지 관심이 될 수 있다. 예를 들어 HH와 HHHH의 대조가 아니라 (1) HH, (2) HM, (3) MM, (4) HHHH, (5) HHMM, 그리고 (6) MMMM의 6개의 자극조를 제시하고 여러 가지 비교를 하는 것이다. 예를 들어 (2)와 (5)의 경우는 평균모델이 적용될 것을 예견할 수 있고 (1), (3), (4), 그리고 (6)의 경우는 가산모델이 적용될 것을 예견할 수 있다. 특히 동일 피험자에게 이 4개의 판단과제를 동시에 제시할 때는 가산모델에 따른 결과가 나올 것을 예견할 수 있다.

몇가지 비교에서는 모델에 상관없이 일정한 인상치 차이를 예언할 수 있다. 예컨대, 조크기가 2인 (1)과 (2)와 (3)의 대조에서 인상호감도는 (1)>(2)>(3)이 될 것이 예견된다. 조크기가 4인 자극조들의 대조에서는 (4)>(5)>(6)의 결과가 예견된다. 6개의 자극조 전부에 대해서는 가산모델과 평균모델 양자가 경우에 따라 적용된다는 가정 하에 인상호감도가 (4)>(1)>(5)>(2)> (6)>(3)의 순서가 될 것으로 예언할 수 있다.

여기에 제시한 6개의 자극조 중에서 Anderson(1965)의 연구에 들어 있는 것은 (1), (3), (4), (5), 그리고 (6)이다. 다시 말하면 (2)만 빠져 있는 셈이다. 나머지 5가지의 결과를 예언된 인상호감도의 크기순서로 배열해 보면 (4) HHHH (79.4), (1) HH (72.8), (5) HHMM (71.1), (6) MMMM (63.2), 그리고 (3) MM (57.6)의 순이다. 괄호 속의 수치는 Anderson(1965)의 연구에서 얻은 평균치인데, 이를 보면 인상평가치의 순으로 배열된 것을 알 수 있다. 이 결과는 가산적 정보처리가 개재했음을 보여주는 증거이다. 조크기가 2인 것들을 비교해 보면 (1)>(3)으로 배열됨을 알

수 있다. 이 결과는 자명적이고 예상되던 결과이다. 조크기가 4인 자극조들의 비교에서도 예상대로 (4)>(5)>(6)의 순으로 되어 있는 것을 알 수 있다. 물론 이와 같은 결과의 예상은 정보첨가효과와 조크기 효과를 알고 난 후에 만든 가설에 입각한 것이기 때문에 제시한 가설의 진정한 검증이 될 수는 없다. Anderson의 1962년 연구(Anderson, 1962a)의 결과는 평균모델을 전적으로 지지하는 것이었는데, 이 실험에서 피험자가 받은 인상정보는 평가치가 각각 다른 3개의 형용사들이었다. 평가치가 다른, 이질적 자극조만을 받게 했기 때문에 평균모델을 지지하는 결과를 얻었다고 생각할 수도 있다. 결과는 위 가설을 지지하는 것이다.

Anderson(1965, p. 399)도 가산모델과 평균모델이 적용되는 조건에 대해서 간단한 추측을 한 바 있다. 그는 단일한 어떤 분명한 대상에 대해서 판단할 때는 평균규칙이 사용되나 여러 대상의 집합체에 대한 판단에서는 가산규칙이 적용될지 모른다고 말했다. 전자의 경우는 추가적 정보는 대상의 성질들을 드러내 주지만 후자의 경우는 추가적 정보는 자극자체의 증가에 해당된다고 말했다. 또 같은 자리에서 사용되는 형용사에 따라 어떤 모델이 적합한지가 결정될 수도 있다고 말했다.

## 결론

이상에서 Anderson의 정보통합이론과 관련된 연구 중에서 인상형성에서 다루어진 가산모델과 평균모델의 비교의 문제를 고찰했다. Anderson은 가산모델로부터 시작해서 평균모델로 인상형성 실험의 결과를 해석할 수 있다는 결론에 도달한 것으로 보인다. Anderson이 1965년 이래로 두 모델의 대비를 다루지 않았는데도 불구하고 사회심리학 교과서들은 계속 두 모델의 비교가 의미가 있는 것으로 다루고 있고, 둘 중 평균모델이 더 타당한 것으로 확인된 것처럼 묘사하고 있다. 그러나 물론 이것은 사실과는 다른 것이다.

본 논문에서는 상황에 따라 사람이 가산모델을 쓸 수도 있고 평균모델도 쓸 수도 있다는 입장을 취했다. 자극조가 이질적인 평가를 담은 정보들로 구성되었을 경우에 관찰자는 평균모델을 따르며, 자극조가 동질적 평가를 담은 정보들로 구성되었을 때는 가산적 모델에 따라 정보통합을 한다는 잠정적 가설을 제시했다. 중요한 점은 아직 가산모델을 버릴 필요가 없다는 것이다. Anderson은 가산모델을 지지하는 결과가 거의 전무하다고 말하지만 적어도 인상형성 분야에서는 바로 그가 처음으로 제시한 조크기 효과가 바로 가산모델을 지지하는 가장 확실한 증거이다.

가산모델과 평균모델을 일반화시킨 토대 위에서 앞으로 두 모델이 각각 어떤 경우에 사용되는지에 대한 연구가 필요하다. 사람이 경우에 따라 가산을 한다는 증거가 인상형성 분야에서 더 밝혀지면 사람이 왜 평균을 하고 왜 가산을 하는지를 연구해야 될 것이다. 이런 연구에서는 정보상황을 여러 가지로 달리해서 연구하는 것이 필수적이다. 이런 연구는 필연적으로 사회인지적인 연구가 될 것이다.

### 참고문헌

장성수(1978). 인상형성에서의 정보통합에 관한 일 고찰. **서울대학교 심리학과 석사학위논문**.

조금호 (1982). 대인평가차원의 이원성에 관한 연구: 호오성과 화친성. **서울대학교 심리학과 박사학위논문**.

Anderson, N. H.(1959). Test of a model for opinion change. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 39, 371-381.

Anderson, N. H. (1962a). Application of an additive model to impression formation. *Science*, 138, 817-818.

Anderson, N. H. (1962b). Application of an additive model to impression formation. Paper presented at the third annual

meeting of the Psychonomic Society. St. Louis, Missouri, August, 1962.

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

Anderson, N. H. (1967). Averaging model analysis of set size effect in impression formation. *Journal of Experimental Psychology*, 75, 1258-165.

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

Anderson, N. H. (1974). Cognitive algebra: Integration theory applied to social attribution. In L. Berkowitz(Ed.), *Advances in social psychology*. Vol. 7. (pp. 1-101). NY: Academic Press.

Anderson, N. H. (1982). *Methods of information integration theory*. NY: Academic Press.

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

Asch, S. E. (1952). *Social psychology*. NY: Prentice-Hall.

Eagly, A. H., & Chaiken, S.(1993). *The psychology of attitudes*. Fort Worth, TX: Harcourt Brace Jovanovich College Publishers.

Fishbein, M., & Ajzen, I. (1975). *Belief, attitude, intention, and behavior: An introduction to theory and research*. Reading, MA: Addison-Wesley.

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

- 505-510.
- Friedman, J. L., Carlsmith, J. M., & Sears, D. O. (1974). *Social psychology*. 2nd ed. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Friedman, J. L., Sears, D. O., & Carlsmith, J. M. (1978). *Social psychology*. 3rd ed. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Friedman, J. L., Sears, D. O., & Carlsmith, J. M. (1981). *Social psychology*. 4th ed. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Gollob, H. F., & Lugg, A. M. (1973). Effect of instruction and stimulus presentation on the occurrence of averaging responses in impression formation. *Journal of Experimental Psychology*, 98, 217-219.
- Hamilton, D. L., & Huffman, L. J. (1971). Generality of impression-formation processes for evaluation and nonevaluation judgments. *Journal of Personality and Social Psychology*, 20, 200-207.
- Helson, H. (1964). *Adaptation-level theory*. NY: Harper.
- Hendrick, C. (1968). Averaging versus summation in impression formation. *Perceptual Motor and Skills*, 27, 1295-1302.
- Himmelfarb, S. (1973). "Resistance" induced by information integration. In S. Himmelfarb and A. H. Eagly (Eds.), *Readings in attitude change*. NY: Wiley.
- Jones, E. E., & Gerard, H. B. (1967). *Foundations of social psychology*. NY: John Wiley.
- Osgood, C. E., Suci, G. J., & Tannenbaum, P. S. (1957). *The measurement of meaning*. Urbana, IL: University of Illinois Press.
- Petty, R. E., & Cacioppo, J. T. (1986). *Communication and persuasion: Central and peripheral routes to attitude change*. NY: Springer-Verlag.
- Schneider, D. J., Hastorf, A. H., & Ellsworth, P. C. (1979). *Person perception*. 2nd ed. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Shanteau, J. C., & Nagy, G. F. (1984). Information integration in person perception: Theory and application In Mark Cook (Ed.), *Issues in person perception*. (pp. 48-86).
- Sherif, M., & Hovland, C. I. (1961). *Social judgment*. New Haven, CT: Yale University Press.
- Taylor, S. E., Peplau, L. A., & Sears, D. O. (1994). *Social psychology*. 8th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Taylor, S. E., Peplau, L. A., & Sears, D. O. (1997). *Social psychology*. 9th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

## **Adding and Averaging Models in Impression Formation**

**Jae-Ho Cha**

Department of Psychology, Seoul National University

Anderson early on concluded from his research on impression formation that data supported averaging but not adding models, in spite of the fact that so-called set size effects, in particular, appeared to favor adding rather than averaging. A close review of methods used to test the models and the outcomes of such studies suggests that Anderson's support of the averaging model is biased, possibly due to greater flexibility of the averaging models. After making a distinction between N(number of input variables)-dependent weights(resulting in averaging) and N-independent weights(resulting in adding), a hypothesis was advanced, which stated that averaging is done when inputs contain conflicting feedbacks regarding the identical target while adding is favored when the input evaluations are consistent and/or number of inputs is made salient. It was further hypothesized that averaging is a mechanism by which people reduce uncertainty and complexity engendered by cognitive inputs.