

## 態度內 變散과 態도의 行動豫言力<sup>\*</sup>

張 聖 洙

漢陽大學校 教育學科

본 연구는 態度가 行動에 미치는 영향은 態度와 不一致되는 諸般 態度外 變因들의 압력과 이에 저항하여 態度와 一貫되도록 하려는 態度自體의 힘, 즉 態度強度의 相互作用으로 決定된다는 가정에서 출발한다. 態度強度는 態도의 構造를 반영하는 態度內 變散에 따라 個人이 갖게 되는 態도의 確信度로 이해할 수 있는 바, 態度內 變散이 작은 態度일수록 態度에 대한 確信이 커지므로 態도의 行動豫言力이 클 것으로 가정되었다. 따라서 態도의 行動豫言力은 態度自體의 속성인 態度強度에 따라 분화되며 態度強度가 態度가 갖는 비교적 지속적인 속성임을 감안할때 이에 따라 態도의 行動豫言力을 豫言할 수 있게 된다. 이는 態度로 行動이 잘 豫言되는 사람과 그렇지 않는 사람을 態度內 變散으로 변별한다는 의미가 된다.

上記 假定에 입각하여 3個의 假說을 設定하였다; 첫째, 態度內 變散이 클수록 態度로 부터의 行動豫言誤差가 클 것이다. 둘째, 같은 態度值라도 態度內 變散이 클수록 行動豫言誤差가 클 것이다. 셋째, 態度內 變散과 獨立된 態度 極端度와 行動豫言誤差와의 相關은 없을 것이다.

態度內 變散은 기존의 態度測定 過程에서 算出될 수 있음에도 불구하고 간과되었던바, Fishbein의 聯相法과 Thurstone 尺度에 의한 態度測定에서 이를 算出하여 上記 假說들은 檢證하였다. 그 結果 3個 假說 모두가 지지됨으로써, 態度強度와 態도의 極端度는 別個의 속성이며 態度內 變散에 따라 態도의 行動豫言力을 分化, 豫言할 수 있음이 입증되었다.

\* 本 研究은 漢陽大學校 780年 2期 校內研究費로 수행되었다. 研究의 概念體制 형성을 도와주신 鄭良殷 教授와 研究의 모든 과정을 동반해 주신 李秀遠 教授에게 감사드린다.

心理學의 主要目的中的 하나가 行動豫言에 있는바, 특히 心理檢査 내지는 心理測定에 있어서 尺度의 생명은 豫言 妥當度에 있다. 따라서 많은 研究들에서 尺度의 豫言力을 높이는데에 重點을 두어 尺度製作의 方法들이 개발되어 왔다. 이러한 研究들은 尺度의 豫言力을 尺度 자체에서 問題삼은 것이다. 그러나 한편 이와 병행하여 研究者들은 尺度의 豫言力에 대한 새로운 측면에 관심을 갖게 되었다. 즉, 同一한 尺度라도 그 對象이 되는 個人, 또는 集團에 따라 尺度의 豫言力이 다르다는 사실에 관심을 갖게 된 것이다.

心理尺度에 의해 測定된 變因과 이에 의해 豫言하려는 變因 간의 散布圖 ( Scatter diagram )에서 回歸線을 중심으로 볼때 個個의 測定值들이 回歸線에서 이탈된 정도가 誤差가 되어 이것이 클수록 尺度의 豫言力이 감소된다. 여기에서 우리는 測定值에 따라 回歸線에 가깝게 위치하는 것들이 있는 반면 逸脫이 큰것들을 볼 수 있다. 만일 個個의 測定值들이 回歸線과 近接 또는 逸脫되는 정도가 우연적인 無選의 誤謬때문이 아니라 어떤 體系의인 意味있는 心理的 變因때문일 수 있다면 이 變因에 의거하여 個個의 測定值들이 回歸線에 近接되는 정도를 豫言할 수 있을 것이다. 이는 獨立變因과 從屬變因 間的 關係에 영향을 주는 제3의 變因에 입각하여 獨立變因의 豫言力을 分化함으로써 보다 엄밀한 豫言을 하려는 입장인 것이다. 이에 관련된 일련의 研究들이 수행되어왔던바 ( 例, Berdie, 1961 ; Frederiksen, Norman & Melville, 1954 ; Ghiselli, 1960 ), 이러한 接近은 實用的 측면에서 尺度를 정교화하여 그것의 豫言力을 높이려는 노력과 상호보완되어 보다 정확한 豫言을 하는데에 기여할뿐 만아니라, 理論的, 概念的 次元에서 주어진 變因에 대하여 보다 깊은 理解를 하게 해준다.

이상에서 心理測定 一般에 있어서 尺度豫言力에 대한 두가지 接近 즉 尺度자체의 정교화와 尺度點數의 豫言力 分化에 대하여 언급하였다. 이러한 두接近을 社會心理學에서의 態度에 대한 研究에서도 찾아볼수 있다.

態度는 個人的 社會的 行動을 說明하기 위해 설정된 個人 內的 性向이다. 따라서 個人的 社會的 行動을 說明, 豫言, 統制를 目的으로 하는 社會心理學의 영역에서 볼때 초기에 社會心理學을 態度에 대한 研究로 定義할 정도로 ( Watson, 1925 ) 態度가 중요한 概

念이 되어왔다. 그러나 態度가 行動을 決定한다는 초기의 소박한 가정은 態度와 行動의 관계에 대한 古典的 研究로 간주되는 Lapier (1934)의 研究를 위시하여 그후 많은 研究들에서 根本적으로 문제시 되게 되었다 (Wicker, A.W., 1969 참조). 이러한 研究들에서 나타난 態度와 行動의 관계에 대한 否定的 結果들은 그후 態度와 行動의 관계의 本質을 再考하는 많은 研究들을 야기 시켰으며 (例, Calder & Ross, 1973; D.T. Campbell, 1963; Defleur & Westie, 1958, 1963; Deutscher, 1966, 1969, 1973; Ehrlich, 1969; Kelman, 1974; Rokeach, 1967; Tittle & Hill, 1967), 이러한 일련의 研究를 통하여 研究者들은 態度가 行動을 거의 豫言하지 못한다는 一般的인 意見의 일치를 보게되어 態度에 대한 관심이 점차 사라지게 되었다.

그러나 최근 10年동안에 다시 態度 - 行動關係에 대한 研究들이 나타났던바 (例; Brannon, 1976; Liska, 1975; D.J. Schneider, 1976; Schuman & Johnson, 1976), 態度가 애초에 생각되었던 것처럼 行動의 절대적인 決定因이라기 보다는 行動을 決定하는 여타 많은 要因들중의 하나로 看做하는 입장이 대두되었다. 이러한 입장에 따른 최근의 研究들은 종전에서와 같이 단순히 態度와 行動의 一致 與否를 물음하기 보다는 언제 態度와 行動이 일치 또는 불일치되는가에 관심을 갖는다. 즉 態度와 行動의 關係에 영향을 주는 變因에 초점을 두게 되었으며 이러한 입장이 態度의 行動豫言力에 대한 하나의 主要接近을 이루고 있다.

態度와 行動의 不一致에서 비롯된 또하나의 研究관심은 態度測定 자체에 대한 方法論的 問題로 볼 수 있다. 測定の 方法論을 문제삼는 研究者들은 기존의 態度와 行動의 不一致는 態度내지는 行動의 測定이 신뢰롭지 못했기 때문인것으로 說明하려 한다. 따라서 그들은 보다 精巧한, 적절한 測定을 한다면 態度와 行動은 상당히 높은 相關이 있음을 주장한다 (例, Ajzen & Fishbein, 1977; Weigel & Newman, 1976). 이와 같이 態度와 行動의 不一致를 測定の 부적절로 문제삼은 研究者들의 입장은 앞서 언급하였던 心理測定 一般에서 尺度의 豫言力을 尺度자체의 정교화를 통하여 향상시키려는 接近에 相應된다고 볼 수 있다. 한편 態度와 行動의 일치정도를 규정짓는 조건에 초점을 둔 研究者들은 결국 態度의 行動豫言力을 이와 관련

된 다른 變因에 따라 分化하려는 것으로 해석할 수 있으며 이는 心理測定 一般에서의 또 하나의 接近 즉 尺度의 行動豫言力을 分化하려는 接近과 相應한다고 할 수 있다.

態度가 언제 行動과 一致 또는 不一致되는가에 대한 研究들, 다시 말해서 態度의 行動豫言力을 分化하려는 研究들은 態度가 行動을 決定하는 많은 變因들중의 하나라는 기본적 가정에서 출발하는 것으로 볼 수 있으므로 이러한 研究들의 立場은 다음의 공식으로 개념화 할 수 있겠다.

$$\text{Beh} = W_1\text{ATT} + W_2\text{NATT} \quad \text{단, } W_1 + W_2 = 1$$

이때, Beh ; 行動

ATT ; 態度

NATT ; 行動에 영향을 주는 여타 態度外的 要因<sup>1)</sup>

$W_1$  ; 態度가 行動에 미치는 比重

$W_2$  ; 態度外的 變因이 行動에 미치는 比重

물론 行動豫言에 대하여 보다 엄밀한 모델이 제시되기는 하였으나 (例 ; Ajzen & Fishbein, 1970), 상기 공식으로 態度와 行動의 關係에 대한 研究들의 接近을 概念化하기에는 충분할것으로 본다. 앞의 공식은 行動은 態度와 態度이외의 여타 變因으로 決定됨을 표현한다. 여기에서 態度를 中心으로 態度와 行動關係를 볼 때 態度와 相值되는 여타 態度外的 變因의 영향이 전혀 없는 경우 즉,  $W_2 = 0$ 인 경우에는  $W_1 = 1$ 이 되어 態度와 行動이 전적으로 一致될 것이다. 반면에  $W_2 = 1$ 인 경우에는  $W_1 = 0$ 가 되어 行動과 態度는 아무런 相關이 없게된다. 따라서 態度와 行動間의 關係는 態度를 中心으로 볼 때 態度의 比重,  $W_1$ 의 함수가 된다. 보다 엄밀히 말하자면 態度와 行動의 一致度 즉 態度의 行動豫言力은  $W_1$ 이 클수록 증가할 것이다. 또한 이를 환언하면 態度로 부터의 行動豫言誤差는  $W_1$ 이 작을수록 증가할것임을 전제할 수 있다.

이와같이 態度의 行動豫言力이 態度가 行動에 미치는 比重,  $W_1$ 에 의해 결정되는 것으로 看做할때 態度의 行動豫言力을 分化하려는 노력은  $W_1$ 에 영향을 주는 變因의 확인에 집약될 것이다. 따라서 최

註 1) 여기에서 態度外的 變因은 態度가 不一致되도록 行動에 영향을 주는 態度外的 諸般變因들의 총화를 의미한다.

근의 行動과 態度가 언제 一致 또는 不一致되는가에 대한 研究는 결국  $W_1$  에 관련된 變因들을 研究한 것으로 理解할 수 있다.

이러한 研究들에서 다루어진 變因들은 크게 두 종류로 나누어 볼 수 있다. 첫째는 態度外的 變因인 狀況의 變因으로써 主로 行爲者에게 부여되는 狀況의 壓力을 문제삼았다. 例를들면 Snyder와 Swann(1976)은 被驗者들에게 性差別에 대한 模擬裁判狀況에 참여케 하였다. 이때 두 集團으로 나누어 한 집단에게는 그들이 앞으로 자신의 態度와 반대되는 사람과 토론할 것으로 믿게 하였고 다른 한집단에게는 態度를 모르는 사람과 討論할것으로 믿게하였다. 그 結果 자신의 態度와 다른사람과 토론할 것으로 예상된 집단의 被驗者들이 다른 조건의 被驗者들보다 態度와 行動의 불일치가 크게 나타났다.

또한 Lapiere(1934)의 研究結果에서 나타난 극단적인 態度와 行動의 不一致도 狀況의 壓力 때문인 것으로 해석된다. 그의 研究에서 被驗者인 호텔이나 음식점 주인들이 비록 동양인에 대한 편견을 갖고 있기는 하였으나 실제로 중국인 부부가 백인신사와 동반하였을 때에는 그들을 거부하지 않았다. 이러한 態度와 行動의 不一致는 동반하였던 잘 차려입은 백인신사의 모습이 狀況의 壓力으로 作用했기 때문인것으로 볼 수 있다. 이상의 研究들은 결국  $W_2$  에 영향을 주는 態度外的 變因에 대한 研究로 看做할 수 있다.

한편 態度의 비중을 態度자체에서 찾아보려는 研究들이 있다. 이러한 研究들에서 주장되는것은 態度가 行動을 豫言하기 위해서는 態度自體가 行動을 測定하기 전에 變化되지 않도록 강하거나 명료해야 한다는 것이다. 例컨데, Kelley와 Mirer(1974)는 態度가 갈등상태에 있거나 약할 때에는 態度와 行動이 不一致되는 경우가 많음을 보고하였다. 또한 Norman(1975)은 態度를 構造的인 構成體로 파악하여 認知的 要素와 感情的 要素가 不一致되는 態度일수록 態度의 行動豫言力이 약함을 보여 주었다. 그는 態度의 認知的 要素와 感情的 要素가 不一致될 경우에는 이들을 一致시키려는 경향이 있기 때문에 따라서 이러한 態度는 불안정하여 行動豫言力이 약하게 된다고 주장하였다.

이상의 研究에서 언급된 態度의 強度, 明瞭度 또는 構造的 一致度등은 態度의 行動豫言力을 決定하는 態度自體의 속성이므로 이는

態度外的 變因과는 달리  $W_1$  을 決定하는 要因이 된다.

즉 態度의 行動豫言力,  $W_1$  은 態度外的 變因인  $W_2$  의 영향뿐만 아니라 態度自體의 속성에 따른 영향도 받는바 이 두가지 要因의 상호작용으로 決定되는 것이다.

여기서 우리는 이 두 要因의 相互作用은 서로 대립되는 성질을 갖는것으로 이해할 수 있다. 왜냐하면 본 研究에서 설정한 態度外的 變因은 態度와 不一致되는 態度外的 變因으로 규정 되었음을 감안할 때 (註2 참조), 態度外的 變因의 영향은 態度의 行動豫言力을 감소시키는 방향으로 작용하는 반면 態度의 강도, 명료도 또는 構造的 一致度 등의 態度自體의 속성은 態度의 行動豫言力을 증가시키는 방향으로 영향을 주기 때문이다. 따라서 態度의 行動豫言力에 영향을 주는 態度의 속성은 態度와 不一致되도록 行動에 영향을 주는 態度外的 要因에 저항하여 態度와 일치되도록 하려는 態度가 갖는 힘으로 이해되며 이러한 맥락에서 이를 “態度의 強度”로 概念化할 수 있다. 그러므로 態度와 行動이 언제 一致 또는 不一致하는가를 態度自體의 속성에서 찾아보려는 研究들은 態度의 속성으로서 “態度強度”를 제안하여 이에 따라 態度의 行動豫言力을 分化하려는 입장으로 해석할 수 있다.

여기서 態度強度와 態度의 極端度가 서로 다른 概念임을 분명히 할 必要가 있다. 態度에 대한 研究들에서 態度를 理論적으로 어떻게 定義하던간에 態度는 態度尺度로 測定되는 것으로 好惡次元上에서 방향과 極端度로 표현되는 一點으로 조작된다. 따라서 態度로 부터의 行動豫言은 態度對象에 대한 好惡極端度로 부터의 行動豫言인 것이다. 이때 行動豫言은 好惡極端度が 같은 個人들의 行動들을 가장 작은오차로 豫言할 수 있는 行動의 平均으로 豫言된다. 보다 엄밀히 말하자면 同一 態度值를 갖는 個人들의 行動平均을 바탕으로 하는 回歸線에 따라 行動이 豫言된다. 態度의 豫言力은 실제 個人들의 行動이 이 回歸線에서 이탈되는 정도에 따라 결정되며 豫言誤差는 결국 同一한 好惡極端度を 갖는 個人들이라도 行動이 서로 다르다는 데서 惹起되는 것이다.

本 研究에서 態度強度는 態度의 行動豫言力을 決定하는 한 要因으로 想定되었던 바, 이는 態度 極端度로 부터의 行動豫言誤差에 대한 한 決定因이 되는것으로 同一 好惡極端度を 갖는 個人이라고

行動이 서로 다를 수 있다는 現象을 說明하는 한 變因이 된다. 즉 態度의 強度는 같은 態度值에서도 다를 수 있는 概念으로 態度極端度와는 別個의 概念인 것이다. 이는 態度란 적어도 行動豫言이란 맥락에서 볼 때, 既存의 態度測定에서 測定된 好惡次元上에서 方向과 極端度로 표현되는 속성 이외에 態度強度라는 次元에서 표현되는 속성을 함께 갖는 것으로 이해되어야 함을 의미한다.

態度가 好惡極端度뿐만이 아니라 다른 次元에서의 속성도 갖는다는 것은 이미 Krech와 Crutchfield (1948)가 언급한 바 있다. 이들은 好惡極端度이외의 속성으로 態度의 顯著性 (Saliency), 強度, 認知的 分化 (Cognitive differentiation) 등을 제안하였다. 또한 Irwin, Tripodi와 Bieri (1967)는 態度에서의 信念의 複雜性 (complexity)을 문제삼았으며 이는 信念의 分化로 간주되기도 하였다 (Harvey, Reich와 Wyer, 1968). 이상에서 언급된 好惡極端度이외의 態度 속성들은 態度와 行動의 관계라는 맥락에서 볼 때 모두 態度와 行動의 一致에 관여하는 것으로 결국 본 研究에서 概念化한 態度強度라는 속성으로 환원될 수 있는 것들이다.

이와같이 우리가 態度의 行動豫言力を 決定하는 態度強度를 가정할 수 있고, 이를 측정할 수 있다면 態度의 行動豫言력을 態度強度에 따라 分化할 수 있다. 態度強度에 따라 態度의 豫言력을 分化한다는 것은 실제 行動이 회귀선으로 부터 이탈되는 정도를 態度強度로 규정하는 것이 되며 이는 결국 態度로 부터 行動이 잘 豫言될 수 있는 사람과 그렇지 않은 사람을 구분한다는 의미가 된다. 물론 회귀선에서의 이탈 즉 豫言의 誤差는 態度測定の 誤謬때문일 수 있다. 態度測定の 正교화를 문제로 하는 研究者들은 이러한 測定の 誤謬에서 기인하는 豫言誤差를 배제함으로써 態度의 行動豫言력을 높히려는 것이다. 그러나 態度測定の 誤謬을 배제하더라도 같은 態度值를 갖는 사람들이 그들의 態度外的 變因이 다름으로써 行動이 다를 수 있게 된다. 따라서 態度로 부터의 行動豫言誤差는 必然的이 되며 測定誤謬의 배제를 통한 豫言력의 증가는 한계가 있게 된다.

앞서 態度의 行動豫言력은 태도가 行動에 작용하는 비중,  $W_1$ 으로 決定되며  $W_1$ 은 態度와 不一致되는 態度外的 變因의 압력과 이와 對立하는 態度強度의 相互作用으로 決定된다고 보았다. 따라서 우

리는 態度的 行動豫言力을 態度外的 變因에 따라 分化할 수도 있다. 그러나 個人이 行動할 당시에 수많은 態度外的 要因들이 作用할 것으로 이에 대한 測定이 문제된다. 뿐만 아니라 근본적인 문제는 態度外的 變因의 可變性인 것이다. 測定된 變因이 測定후에 수시로 變化한다면 이 變因은 豫言的 價値가 없다. 그러므로 우리는 비교적 지속적인 것으로 간주되는 態度로 부터 狀況 一般的인 行動을 豫言할 수 밖에 없다. 態度로 부터의 行動豫言은 行爲者의 행동 당시에 존재하는 態度外的 變因에 대한 우리의 無知때문에 이로 인한 誤差가 있기 마련이다. 다시 말해서 態度外的 變因의 不確定性 때문에 態度로 부터의 豫言은 必然的인 誤差를 갖게 된다.

그러나 앞에서 언급되었듯이 態度外的 變因이 행동에 미치는 영향은 態度強度에 의해 決定된다. 따라서 態度外的 變因의 不確定性으로 인한 行動豫言의 誤差의 정도는 態度強度에 의해 決定되는 것이다. 즉, 態度強度가 큰 態度일수록 그 態度로 부터의 行動豫言誤差는 적게 된다. 여기에서 우리는 비록 態度로 부터의 行動豫言에서 어쩔 수 없는 豫言誤差를 감수해야 하지만 적어도 이러한 誤差의 정도를 態度強度에 따라 分化하여 豫言할 수 있게된다. 이는 諸般 態度外的 變因의 複雜性和 不確定性에 대한 우리의 無能에 우리가 할 수 있는 최선의 適應이 되며 여기에 態度強度에 따른 態度的 行動豫言力 分化라는 接近의 의의가 있다. 要컨데 態度로 부터 行動을 豫言함에 있어서 그 豫言의 誤差를 態度強度로 豫言할 수 있는 바, 豫言의 正確度까지도 包含된 行動豫言을 하자는 것이다. 왜냐하면 態度外的 變因의 不確定性에 따른 行動의 不確定性 때문에 行動은 確率的으로 豫言되어야 하기 때문이다.

態度強度는 우리가 態度外的 變因에 대한 측정이 可能的인 경우에도 그 중요성이 유지된다. 왜냐하면 동일한 態度値를 갖는 個人들이 동일한 態度外的 變因을 갖는 경우라도 態度的 強度가 다를 수 있다면 行動 역시 다를 수 있기 때문이다. 또한 극단적 態度強度를 갖는 사람의 行動은 거의 態度로 決定되므로 이러한 경우에는 態度外的 變因에 대한 정보가 必要없게 된다. 즉 態度外的 變因에 대한 정보도 態度強度에 따라 辨別的으로 처리되어야 한다. 따라서 態度強度는 行動豫言에 있어서 測定の 誤謬와 態度外 變因에 대한 無知를 배제하더라도 고려되어야할 必須的인 變因이 된다.



이제 우리는 지금까지 考察해온 態度強度란 概念이 갖는 心理적 意味가 무엇인가 또한 이것을 어디에서 찾아 볼수 있으며 어떻게 測定될 수 있는가 등의 問題에 當面하게 된다. 態度強度는 好惡極 端度와는 다른 概念이므로 好惡次元에서의 一點으로 看做하는 操作的 定義로는 理解될 수 없다. 여기서 우리는 態度를 構造를 갖는 構成體로 看做하여 態度強度를 態度的 構造의 속성에서 理解하려 한다. 態度強度와 態度的 構造와의 관계는 態度를 構造의 측면에서 考察한 Jones 와 Gerard ( 1967 )의 立場에서 쉽게 說明될 수 있을 것 같다.

Jones 와 Gerard( 1967 )는 態度를 三段論法的인 演譯으로 說明하였던바, 大前提, 小前提로 結論지어지는 結果를 態度陳述로 보았다. 예를 들면 “게으른 것은 나쁘다”는 大前提에서 “A는 게으르다”라는 小前提를 通하여 A에 대한 態度를 갖게 된다는 것이다.

이들은 態度的 構造를 水平的 構造와 垂直的 構造로 구분하였다. 態度的 演譯에서 그 基礎가 되는 大前提내지는 小前提가 그에 先行되는 또하나의 演譯의 結論일 수 있으며 이 先行 演譯에서의 前提도 역시 또 이에 先行되는 演譯의 結論일 수 있다. 이와같이 하나의 態度陳述의 起源으로 부터 최종 결론이 되는 態度陳述에 이르기까지의 일련의 지속된 演譯으로 이루어지는 態度的 構造가 垂直的構造이다. 그러나 주어진 態度對象에 대한 態度陳述은 서로 다른 垂直的演譯을 通한 여러 態度陳述들에 의해 支持되기도 하고 支持받지 못할수도 있다. 이때 態度가 동일 對象에 대한 여타 態度陳述들에 의해 支持를 많이 받을수록 강한 態度일것으로 보았다.

態度的 水平的 構造란 이러한 하나의 態度對象에 대한 여러 수직적 연역에서 비롯된 각각의 態度陳述들의 集合을 意味한다. 따라서 態度的 強度는 態度的 水平的 構造를 이루는 態度陳述들의 同質性의 정도에 따라 決定된다고 볼 수 있다.

以上에서 언급한 Jones 등( 1967 )의 주장에 입각하여 다음과 같은 結論을 내릴수 있다. 첫째, 주어진 態度對象에 대하여 여러가지의 態度陳述이 있을 수 있다. 둘째, 態度는 이러한 여러 態度陳述를 統合한 結果로 表現되는 好惡極端度이다. 셋째, 態度的 強度는 態度를 構成하는 態度陳述들이 갖는 好惡價의 同質性 程度에서 비롯되는 바 同質的일수록 態度는 強하게 된다. 여기서 우리가 態度陳

述集合의 同質性내지는 異質性의 程度를 “態度內 變散”(intra-attitudinal variability)으로 概念化 했을때 세번째의 結論을 換言하면 態度強度는 態度內 變散이 작을수록 커지는것이 된다.

이와같이 態도의 構造的 측면을 고려할때 態度強度라는 態도의 속성이 보다 具體的으로 理解될수 있겠다. 앞에서 언급했듯이 態度強度가 態度內 變散이 작을수록 클것이라는 결론은 態度內 變散이 작을수록 즉 態度를 構成하는 態度陳述들의 好惡值가 同質的 일 수록 態度는 여러 態度陳述들에 의해 그만큼 많은 지지를 받기 때문으로 추론된다. 이때 態度가 態度陳述들에 의해 지지 받는다는 것의 心理的 意味는 個人이 自身の 態度에 대한 “確信”으로 생각할 수 있다. 다시 말해서 個人이 態度內 變散이 작은 態度를 가질수록 態度에 대한 確信이 클것이다.

자신의 態度에 대한 確信度가 큰 사람일수록 態度와 一致되는 行動을 하리라는 것은 쉽게 가정할 수 있다. 이는 곧 우리가 규정한 바의 態度強度가 크다는것이 된다. 따라서 態度強度의 心理的 意味는 態도의 構造的 측면을 반영하는 態度內 變散에서 기인되는 個人의 態度確信度로 理解할 수 있다. 이러한 態度確信度는 態度 즉 好惡極端度라는 感情的 要素에 대한 認知的 要素로 간주될 수 있으며 個人은 態度對象에 대하여 이 두가지 要素를 동시에 갖는것으로 이해되어야 할 것이다. 또한 態度確信度가 態度自體의 構造인 態度內 變散에서 기인되므로 態度는 앞의 두 要素를 함께 包含하는 것으로 보아야 할 것으로, 이는 이미 우리가 態度強度를 態度自體의 속성으로 간주했던 것이다.

또한 態度強度는 態度極端도와는 다른 態도의 속성으로서 같은 態度值라도 態度強度가 다를 수 있다는것도 쉽게 납득할 수 있다. 왜냐하면 동일한 態度值라도 態度內 變散은 다를 수 있으므로 같은 態度值를 갖는 사람이라도 자신의 態度에 대한 確信은 다를 수 있기 때문이다. 그리고 앞서 提起했던 態度強度의 “測定”이라는 方法論的 問題도 態度強度가 態度內 變散의 產物로 이해했을때 態度內 變散의 測定으로 해결될것이며 따라서 우리는 態度로 부터의 行動豫言誤差를 態度內 變散에 입각하여 豫言할 수 있게 된다.

既存의 態度測定에서 이러한 態度內 變散이라는 態도의 構造的 측면이 無視, 看過되어 왔음을 찾아볼 수 있다. 예를 들면 이미

李秀遠(1981)의 態度內變散에 대한 研究에서 지적되었듯이 Fishbein의 態度測定方法에서 態度內 變散이 無視되었다. Fishbein(1963)은 態度를 態度對象에 대한 聯想에서 드러나는 信念이 綜合된 好惡極端度로 보았다. 즉 態度는 個人이 態度對象에 대하여 갖고 있는 각각의 信念內容에 대한 內顯的 評價反應(implicit evaluative response) 즉 好惡價(Ai)와 각각의 信念과 態度對象間的 關係정도 즉 信念強度(Bi)를 交積(multiply)한 總和로서  $\sum Bi Ai$ 로 測定된다. 여기서 우리는 態度對象에 대한 信念들을 態度陳述들로 볼 수 있음으로 態度內 變散은 각 信念들의 好惡價의 變散으로 간주될 수 있고 더 나아가 보다 엄밀하게 각 信念好惡價에 무게까지를 고려한  $BiAi$  집합의 變散이 보다 좋은 態度內 變散의 지표가 될 수 있음을 알 수 있다.

李(1981)는 Fishbein 態度測定에서 無視된 態度內 變散 즉 信念變散을 측정하여 이에 따른 態도와 行動의 相關關係를 檢討하였다. 이때 그는 信念變散을 態度點數를 統制한 조건에서 信念變散이 큰 集團과 작은 集團으로 二分하여 각 集團에서 態도와 行動의 相關을 算出하였다. 그 結果 그의 研究에서 選定했던 5個의 態度對象 모두에서 信念變散이 큰 集團의 경우 態도와 行動의 相關이 모두 統計적으로 無意味한 반면에 信念變散이 작은 集團의 경우에는 비교적 높은 그리고 統計적으로 有意한 相關이 나타났다. 이 研究의 結果에서 비록 態度內 變散에 따른 行動豫言誤差의 變化량을 직접적으로 檢討하지는 않았으나 적어도 Fishbein方法에서 態度內 變散이 行動豫言誤差에 대한 決定因이 된다는 가정이 입증되었다고 볼 수 있다.

또한 態度測定の 傳統的 方法중의 하나로 볼 수 있는 Thurstone型 尺度에서도 態度測定 過程에서 態度內 變散을 測定할 수 있음에도 불구하고 이것이 無視되었음을 알 수 있다. Thurstone 尺度에 의한 態度測定에서는 被驗者로 하여금 尺度를 構成하는 標準化된 態度問項중에서 자신이 贊成하는 問項을 選擇하게 하여 이들 贊擇問項들의 尺度價의 中央値를 態度値로 看做한다. 이때 우리는 個人이 贊擇한 問項들의 變散이 態度內 變散에 해당되는 것으로 볼 수 있다.

그러나 이러한 贊擇問項間的 變散은 被驗者가 범하는 誤謬로 看做

되어 無選的 誤差로 無視되었던 것이다. 물론 贅擇問項間的 變散이 부분적으로는 被驗者가 범하는 問項選擇에서의 誤謬일수는 있다. 그러나 贅擇된 問項들이 態度對象에 대하여 個人이 갖고있는 態度陳述내지는 信念들을 代表한다고 보았을때 贅擇問項의 變散은 근본적으로 態度內 變散이라는 態도의 構造的 特性때문인 것으로 보아야 할것이다. 따라서 Thurstone 尺度에 의한 態度測定에서 看過되어온 贅擇問項間的 變散은 心理的으로 意味있는 體系的 變因인 態度內 變散의 指標가 될 수 있으며 이에 따라 態도와 行動의 一致度, 즉 行動豫言誤差를 分化, 豫言할 수 있을 것이다.

이상에서 우리는 態度強도와 行動豫言誤差와의 關係에 대하여 考察하였다. 本 研究에서는 態度強도를 態度極端도와 別個의 概念으로 對照해왔던바 이제 態度極端도와 行動豫言誤差와의 關係를 규명할 必要가 있다. 왜냐하면 이를 통해서 態度強度라는 態도의 속성에 더욱 分明해질 수 있기 때문이다. 態도가 極端的인 사람일수록 極端的의 行動을 할것은 사실이다. 그러나 이것이 極端的의 態度를 갖는 사람이 이와 一致되는 極端的의 行動을 하려는 傾向이 態도가 덜 極端的인 사람이 이에 一致되는 덜 極端的의 行動을 하려는 傾向보다 크다는것을 意味하는것은 아니다. 즉 態度極端度 자체와 行動豫言誤差와의 相關關係를 전제할 근거는 없다.

그러나 態度內 變散이 態度極端도와 相關되는 경우에는 態度極端도와 豫言誤差가 相關될수 있을것이다. 그러나 이때의 態度極端도와 豫言誤差와의 關係는 態度極端도와 相關된 態度內 變散의 效果로 說明되는 것으로 態度內 變散과 독립된 態度極端度 자체에 따른 豫言誤差의 變化는 없을것으로 예상할수 있는 것이다. 다시 말해서 態度極端도와 豫言誤差와의 相關은 態度內 變散과 態度極端度와의 相關을 必要條件으로 하여 이루어지는바 이를 배제한 態度極端度만의 豫言誤差와의 相關은 없을 것이다. 왜냐하면 本 研究는 態도의 行動豫言誤差를 決定하는 態도의 속성은 態度內 變散에 따른 態度強度로 규정되었을뿐 態度極端度 자체는 豫言誤差와 無關한 것이기 때문이다.

지금까지의 態度強度 및 態度極端도와 行動豫言誤差와의 關係에 대한 考察에서 다음과 같은 假說을 設定할 수 있다.

첫째, 態度內 變散이 클수록 態도로 부터의 行動豫言誤차가 클

것이다. 둘째, 同一 態度라도 態度內 變散이 클수록 態度로부터의 行動豫言誤差가 클것이다. 셋째, 態度內 變散과 獨立된 態度極端도와 行動豫言誤差와의 相關은 없을것이다.

本 研究의 目的은 既存에서 看過되어온 態度內 變散을 Thurstone 尺度와 Fishbein의 態度測定方法에서 다시 찾아 上記 假說들을 검증하려는데에 있다. 우리는 첫번째 가설의 검증을 通하여 本 研究의 가장 기본이 되는 態度內 變散에 따라 態度의 行動豫言力을 分化, 豫言할 수 있다는 假說을 확인할 수 있을것이다. 또한 둘째와 셋째 가설은 이에 더 나아가 態度強도와 態度極端도는 別個의 속성임을 입증하려는 것으로 이를 通하여 態度強도의 概念이 더욱 分明해질 것이다.

## 方 法 및 節 次

### 被 驗 者

漢陽大學校 語文系 一學年의 男學生 80名이 本 研究의 節次에 따른 一聯의 반복된 態度, 態度內 變散 및 行動意圖의 測定에 참여하였다. 이들가운데 반복된 測定에 모두 참여하고 應答에 누락이 없는 68명만을 최종 결과분석의 대상으로 하였다.

### 節 次 및 道 具

態度對象은 男子大學生들의 關心事가 될 수 있는 것으로써 “재학중의 軍入隊”로 選定하였다. 本 研究는 이 態度對象에 대한 態度 및 態度內 變散과 行動意圖<sup>2)</sup>의 測定으로 이루어졌 으며 모든 測定은 講議時間을 이용하여 集團의으로 실시되었다. 態도와 態度內 變散은 Fishbein의 聯想方法과 Thurstone 尺度를 사용하여 測定되었으며 부수적으로 이 두方法에 따른 測定值間의 一貫성을

---

註 2) Ajzen 과 Fishbein(1970)은 行動과 行動意圖를 거의 같은것으로 看做하였다. 本 研究에서 選定한 態度對象에 관련된 실제행동을 관찰하기 어렵기 때문에, 그리고 行動을 量化하기 위하여 편의상 行動을 行動意圖로 代치하여 測定하였다.

檢討하기 위하여 同一 被驗者에게 두方法을 실시하였다. 이때 聯想方法이 갖는 특수성을 고려하여 Fishbein方法에 따른 測定을 먼저 하였고 이때 얻어진 聯想內容을 기초로 하여 製作한 Thurstone 尺度를 4주후에 실시하였다. 行動意圖는 이에 잇달아 측정되었으며 被驗者들이 Thurstone 尺度에 應答을 完了한뒤 30분동안 다른 과제를 수행한 후에 측정되었다.<sup>3)</sup>

### Fishbein 方法에 의한 態度 및 態度內 變散의 測定

被驗者들에게 이研究는 다음의 문제에 대한 의견조사를 목적으로 하는것으로 소개한 후 態度對象에 대한 聯想을 실시하였다. 聯想 실시의 모든 절차는 Fishbein의 모델에 따라 李秀遠(1981)의 研究에서와 同一하게 하였다. 즉 繼續的 統制聯想法를 사용하여 被驗者들에게 주어진 態度對象에 대한 좋은 점과 나쁜점을 생각나는 순서대로 제한된 時間(2분 30초)內에 배부된 용지에 기록하게 하였다. 應答紙에 그어진 매줄마다 聯想된 내용을 하나씩 쓰게 하였으며 이때 문법의 정확성은 문제삼지 말고 가급적 많은 內容을 쓰되 한가지 內容을 하나의 문장으로 쓰게 하였다. 제한시간이 지난 후에는 Fishbein의 態度測定에서  $A_i$ 에 해당되는 각각의 聯想內容에 대한 好惡도를 -3에서 +3의 好惡尺度上에서 等顯間隔法(equal appearing method)에 따라 評定케 하였다. 好惡評定이 完了된 후에 이에 잇달아 Fishbein 모델에서  $B_i$ 에 해당하는 聯想內容에 대한 蓋然度(likelihood)를 評定하게 하였다. 이에대한 지시는 자신이 기록한 각각의 聯想內容과 주어진 態度對象이 어느 정도의 관계가 있는가 즉 주어진 態度對象이 기록된 장단점을 가질 가능성이 어느정도인가를 전혀 관계가 없으면 "0"에 100%의 完全한 관계이면 "10"으로 하여 0에서 10까지의 尺度에서 整數로 表現하게 하였다. 이러한 一聯의 過程에 익숙케 하기 위하여 연습용 態度對象을 주어<sup>4)</sup> 이를 실시한후 本 態度對象을 제시 하였다.

態度點數는 Fishbein에 따라  $\sum B_i A_i$ , 즉 각각의 聯想內容의 好

註 3) 이때의 과제는 本研究의 態度對象과는 전혀 다른것으로 "여자가 결혼후 직장을 갖는것"이라는 對象을 주어 이에대한 Thurstone 尺度에 應答하는 것이었다.

4) 연습과제로는 本 態度對象과는 전혀 다른 "여자가 결혼후 시부모를 모시는 것"을 제시하였다.

惡價를 蓋然度로 무게를 주어 台算한 點數로 하였다. 態度內 變散은 李(1981)의 研究에서 信念 變散을 算出한것과 同一한 方法으로  $BiA_i$ 의 표준편차, 즉 각각의 聯想內容에 대하여 蓋然度로 무게를 준 好惡價들간의 표준편차로 산출하였다.

### Thurstone 尺度의 製作 및 態度와 態度內 變散測定

앞에서 수행된 態度對象에 대한 聯想檢査에서 被驗者들이 진술한 聯想內容을 자료로 하여 이들을 態度陳述文의 形態로 各색하였다. 이렇게 만들어진 50개問項을 聯想檢査 2주후에 聯想檢査에 參與한 被驗者들을 포함하는 동일계열(어문제) 1학년 142명에게 배부하여 問項의 尺度値와 標準偏差를 算出하였다. 問項의 評定은 각각의 陳述文이 態度對象을 얼마나 좋게 또는 나쁘게 評價하는가를 客觀的 立場에서 中立적이면 5, 극단적으로 나쁘게 評價하는 것이면 0, 극단적으로 좋게 보는 것이면 10으로 하는 11점 尺度上에 等 顯間隔法에 따라 표시하게 하였다. 여기서 얻어진 50個의 尺度値와 標準偏差를 기초로 하여 극단적으로 비호의적인 데에서부터 극단적으로 호의적인 尺度値에 이르기 까지를 各급적 同間的으로 代表할 수 있으며 比較적 標準偏差가 작은 問項을 22個 選擇하여 態度尺度를 構成하였다.

Thurstone 尺度에 의한 態度測定에서는 一般的으로 주어진 問項들 중에서 자신이 가장 찬성하는 3個問項을 選擇하여 이들의 中央値에 해당하는 問項尺度値를 態度로 간주한다. 그러나 態度內 變散度는 個人이 態度對象에 대하여 갖고있는 態度陳述들에 따른 個人 차이므로 이는 개인의 贊擇問項數와도 관계될 것이다. 따라서 보다 신뢰로운 態度內 變散의 測定을 위하여 被驗者들에게 問項選擇의 수를 제한하지 않고 贊成하는 모든 問項을 選擇하게 하였다. 本 研究에서는 이와같이 選擇된 문항들의 평균을 態度値로 하였고 이들의 標準偏差를 態度內 變散으로 규정하였다. 이때 이와같은 변칙적인 態度測定方法과 傳統的인 3個문항 贊擇方法을 추후 比較 검토하기 위하여 贊擇問項들 가운데 가장 贊成하는 問項 3個를 表示하게 하였다.

### 行動意圖의 測定

앞으로의 在學期間중에 군대를 갈것인가를 물어 이에 대한 意圖를 결코 가지 않겠다를 0으로, 꼭 가겠다를 10으로 하는 11點 同間尺度上에 評定하게 하였다.

### 結 果

本 研究에서 設定한 態度內 變散과 行動豫言誤差에 대한 假說을 검증하기 전에 Fishbein의 聯想方法과 Thurstone尺度로 測定된 態度 및 態度變散의 分布와 두方法에 따른 測定值間의 關係를 검토하였다. 두 方法에 따른 態度點數와 態度內 變散點數의 分布의 特性을 정리해보면 <表1>과 같다.

<表1> 態度 및 態度內 變散의 分布

	Fishbein			Thurstone		
	평균	표준편차	편포도	평균	표준편차	편포도
태도	12.04	43.96	.69	.90	.56	-.72
태도내 변산	13.28	6.51	.00	1.54	.28	-.30

<表1>에서 볼 수 있는 바와같이 Fishbein方法에 의한 態度 및 態度內 變散의 標準偏差가 각각 43.96, 6.51인 반면에 Thurstone尺度에서는 각각 .56, .28로 나타나 Fishbein方法에 따른 測定值들의 變散이 매우 큰것을 알 수 있다. 이는 Fishbein의 態度測定方法이 信念價들을 累加할뿐만 아니라 각각의 信念의 蓋然度로써 測定된 0부터 9까지의 값을 信念好惡度에 加重하였기 때문인것으로 說明된다. 또한 Thurstone尺度에 의한 測定值들은 Fishbein에서와는 달리 약간의 負的偏布를 이루고 있음을 알 수 있다.

한편 行動意圖는 0에서 10까지의 11점 同間尺度에서 評定되었던바 平均이 6.04, 標準偏差가 3.04이었으며 偏布도가 -.55로 약간의 負的 偏布를 보였다.



두 測定方法에 따른 態度間의 相關과 態度內 變散間의 相關은 각각  $r = .28$ ,  $r = .27$  로 모두 統計的으로 有意하였으나 (각각  $p < .01$ ), 비교적 낮은 相關을 보였다.

한편 態度와 行動意도와와의 相關은 Fishbein 方法에서는  $r = .24$  ( $p < .01$ ), Thurstone 尺度에서는  $r = .35$  ( $p < .01$ ) 로써 Thurstone 尺度에서의 相關이 높기는 하였으나 이 差異는 統計的으로 有意하지 않았다. ( $Tdr = .80$ ).<sup>5)</sup> 態度로 부터 行動意圖豫言의 回歸方程式은  $\hat{Y}$ 를 예언된 行動意圖, X를 態度로 하였을때 다음과 같았다.

$$\text{Fishbein : } \hat{Y} = 0.02 X + 5.85$$

$$\text{Thurstone : } \hat{Y} = 1.89 X + 4.35$$

本 研究에서 設定한 假說 1), 즉 態度內 變散이 클수록 態度로부터의 行動豫言誤差가 클 것이라는 假說을 檢證하기 위하여, 上記한 回歸方程式에서 算出된 行動意圖點數와 실제의 行動意圖點數와의 差異를 절대값으로 하여 이 行動意圖豫言誤差 (이하 豫言誤差로 약칭함)와 態度內 變散과의 相關關係를 구하였다. 이때 態度內 變散과 豫言誤差와의 관계가 적어도 두 方法에서 一般의임을 검토하기 위하여 同一 測定方法內에서 態度內 變散과 豫言誤差와의 相關뿐만 아니라 서로 다른 方法에서 측정된 態度內 變散과 豫言誤差를 서로 교차하여 相關도를 算出하였다. 이렇게 얻어진 相關關係들은 <表2>에 제시하였다.

<表2>에 제시된바와 같이 Fishbein 方法에 의해 測定된 態度로부터의 豫言誤差와 態度內 變散과의 相關도는  $r = .22$  로 有意한 相關을 보였고 ( $p < .05$ ), Thurstone 尺度에서도  $r = .29$  의 有意한 想關을 보였다. ( $p < .01$ ). 따라서 態度內 變散이 클수록 態度로부터의 豫言誤差가 클 것이라는 假說이 두가지 測定方法 모두에서 지지되었다. 뿐만아니라 Fishbein 方法에서의 豫言誤差와 Thurstone 尺度에서의 態度內 變散의 相關과, Thurstone 尺度에서의 豫言誤差와 Fishbein 方法에서의 態度內 變散의 相關이 모두

註 5) 差異檢證은 相關된 두 相關係數間의 差異檢證으로 Hotteling (1940)의 方法을 사용했음. (Guilford와 Fruchter, 1978. P 164 참조).

$r = .20$  으로 有意한 相關을 보여 ( $p < .05$ ), 또다른 측면에서 假說 1)이 지지되었다.

<表 2> 態度內變散과 豫言誤差의 相關( $r$ )

	Fishbein 태도내 변산	Thurstone 태도내 변산
Fishbin 예언오차	.22*	.20*
Thurstone 예언오차	.20*	.29**

\* ;  $p < .05$       \*\* ;  $p < .01$

두번째의 假說, 즉 同一한 態度라도 態度內 變散이 클수록 態度로부터의 行動豫言誤차가 클 것이라는 假說을 檢證하기 위하여 態度內 變散과 豫言誤差의 相關에서 態度의 極端度を 統制한 部分相關 (partial correlation)을 계산하여 <表 3>에 제시하였다.

<表 3>에서 볼 수 있듯이 態度極端度を 統制한 두변인간의 部分相關이 이들간의 單純相關과 거의 同一하게 나타나 가설 2)가 지지되었다. 즉, Fishbein 方法에서  $r = .22$  ( $p < .05$ ), Thurstone 尺度에서  $r = .26$  ( $p < .05$ )로 나타났다. 또한 Thurstone 尺度에 의한 態度內 變散과 Fishbein 方法의 豫言誤差와의 部分相關이  $r = .20$ , Fishbein 方法에서의 態度內 變散과 Thurstone 尺度에서의 豫言誤差와의 部分相關이  $r = .21$  로 모두 有意한 相關을 보였다 ( $p < .05$ ). 이는 결국 態度極端도로 說明되지 않는 豫言誤차가 態度內 變散에 의해 決定됨을 의미한다.

<表 3> 態度極端度を 統制한 態度內 變散과 豫言誤差의 部分相關

	Fishbein 태도내 변산	Thurstone 태도내 변산
Fishbein 예언오차	.22*	.20*
Thurstone 예언오차	.21*	.26*

\* ;  $p < .05$

假說 3 ), 즉 態度內 變散과 獨立된 態度極端도와 豫言誤差와의 相關은 없을 것이라는 假說은 態度內 變散과 態度極端도와 豫言誤差와의 相關의 必要條件임을 가정한 것이다. 이는 결국 態度極端度 自體는 豫言誤差와 無關함을 의미한다. 이에 대한 검증은 態度極端도와 行動豫言誤差의 部分相關으로 검토될 것이다. 이 部分相關을 산출하기 전에 이와 관련된 단순상관들, 즉 態度極端도와 豫言誤差의 단순상관, 그리고 態度極端도와 態度內 變散의 단순상관을 알아 본 결과는 <表 4 >와 같다.

<表 4 > 態度極端도와 豫言誤差 및 態度內 變散과 相關 (r)

	Fishbein 態度極端度	Thurstone 態度極端度
豫言誤差	-.08	-.17
態度內 變散	.05	-.78*

\* ;  $p < .01$

<表 4 >에서 볼 때 態度極端도와 豫言誤差의 相關이 Fishbein 方法에서  $r = -.08$ , Thurstone 尺度에서  $r = -.17$ 로 모두 無意한 相關을 보였다. 세번째 假說은 결국 態度極端度 자체와 豫言誤差는 관계가 없다는 것으로 態度內 變散이 態度極端도의 상관됨으로써 態度極端도와 豫言誤差가 相關되는 경우까지도 고려한 것이다. 그러나 분석결과 애당초 態度極端도와 豫言誤差와의 單純相關이 없다는 사실에서 態度極端도에 따른 態度內 變散을 고려한 部分相關을 산출할 필요도 없이 가설 3 )이 지지되었다.

그러나 <表 4 >에 나타난 바와 같이 Fishbein 方法에서의 態度極端도와 態度內 變散은  $r = .05$ 로 상관되지 않는 반면에 Thurstone 尺度에서는  $r = -.78$ 로 높은 負的 相關을 보였다. 여기에서 우리는 두 方法에 따른 態度內 變散의 측정치가 서로 이질적임을 알 수 있다. 이는 앞에서 이미 제시했던바, 두 方法에 따른 態度內 變散 間의 相關이 비록 統計的으로 有意하였으나 비교적 낮은 相關을 보임으로써 ( $r = .27, p < .01$ ), 서로 이질적 성분을 갖는 다는

결과와 일관되는 것이다. 특히 주목되는 것은 Thurstone 尺度에서 態度極端度와 態度內 變散이 높은 負的 相關을 갖는데에도 불구하고 態度極端度와 豫言誤差의 相關은 없었다는 사실이다. 따라서 측정방법에 따라 態度極端度와 態度內 變散의 相關이 態度極端度와 豫言誤差와의 相關에 充分條件은 되지 않을 수도 있는바(假說 3)과 같이 必要條件으로 성립됨을 알 수 있다.

## 論 議

앞의 結果에서 이 研究에서 設定하였던 세개의 假說이 모두 지지되었다. 우선 本 研究의 가장 핵심이 되는바, 態度內 變散이 클수록 態度의 行動豫言誤差가 클 것이라는 가설이 Fishbein의 聯想法과 Thurstone 尺度 모두에서 지지되어 態度內 變散으로 態度의 行動豫言誤差를 豫言할 수 있음이 입증되었다. 또한 態度內 變散과 豫言誤差와의 相關이 同一한 態度測定 方法內에서 뿐만 아니라 서로 다른 測定方法間에서도 有意한 相關을 보였다. 즉 Fishbein 方法에 의한 態度內 變散과 Thurstone 方法에 의한 態度로 부터의 豫言誤差와의 相關과, 그리고 後者方法에 의한 態度內 變散과 前者方法에서의 豫言誤差와의 相關이 모두  $r = .20$ 으로 有意하였다 ( $p < .05$ ). 이 結果는 態度內 變散과 態度가 동시에 同一尺度에서 測定되었기 때문에 態度內 變散과 態度로 부터의 豫言誤차가 相關될 수 있다는 가능성을 배제하여 보다 엄밀히 앞의 假說이 타당함을 입증해주는 것이다.

또한 이와 같이 서로 다른 독립적인 測定方法에서의 態度內 變散과 豫言誤差와의 相關이 有意한 것은 두 方法에서 測定된 態度와 態度內 變散의 測定値가 어느정도 一貫性있음을 말해준다. 이것은 두 測定方法에 따른 態度間의 相關이  $r = .28$ 이었고 態度內 變散間의 相關이  $r = .27$ 로 모두 有意하였다 ( $p < .01$ )는 結果가 입증한다. 그러나 이 相關도는 동일한 心理的 變因에 대한 반복측정치의 相關으로는 매우 낮은 것으로서, 여기서 두 測定方法에 따른 測定値들이 異質의 임이 주목된다.

이와같은 Fishbein 方法과 Thurstone 尺度에 의한 測定値間의 異質性은 Fishbein 方法에서의 態度內 變散은 態度極端度와 相關되지

않음에 반하여 ( $r = -0.8, p < .05$ ), Thurstone 尺度에서는  $r = -.78$ 의 ( $p < .01$ ) 높은 負的 相關을 이룬다는 結果에서 잘 表現되고 있는 것이다. 이 結果는 두 測定方法에서 態度和 態度內 變散이 산출되는 과정을 검토해 봄으로써 이해될 수 있을 것 같다.

Thurstone 尺度에 따른 態度的 測定은 被驗者로 하여금 주어진 尺度問題들중에 찬성하는 모든 문항을 선택케 하여 이 贊擇된 問項들의 平均으로 산출하였으며 贊擇問項들의 標準偏差를 態度內 變散으로 하였던 것이다. 이때 尺度의 問項들은 이미 고정되어 있기 때문에 (22 個問項), 態度的 極端度는 制限되게 되며 態度가 極端的일수록 必然的으로 態度內 變散은 작아질 수 밖에 없다. 즉 Thurstone 尺度에서는 尺度의 極限效果 (ceiling effect)로 態度極端度和 態度內 變散은 負的 相關을 이루게 됨을 알 수 있다.

한편 Fishbein 方法에서는 態度가 聯想으로 배출된 信念들의 好要價 ( $A_i$ )에 信念強度로 볼수있는  $B_i$ 를 加重하여 合算한  $\sum B_i A_i$ 으로 산출되며 이것이 표준편차를 態度內 變散으로 나타낸다. 따라서 이때에는 聯想時間의 제한을 무시한다면 信念 배출수와 그 내용이 인위적으로 제한되어 있지 않기 때문에 態度極端度的 인위적 제한과 또한 이것과 태도내 變散과의 필연적인 負的 相關의 문제는 거의 배제된다고 볼 수 있다.

상기 맥락에서 보면 Thurstone 尺度에서는 Fishbein방법에서와는 달리 態度極端도가 態度內 變散과 높은 負的 相關이 나타났던 結果가 쉽게 이해된다. 또한 더 나아가 Thurstone 尺度에서 態度極端도와 態度內 變散이 높은 상관을 이루는데에도 불구하고 態度極端도가 豫言誤差와는  $r = -.17$ 로 相關이 없었던 結果를 이해할 수 있게 된다. 왜냐하면 Thurstone 尺度에서는 態度極端도와 態度內 變散은 인위적인 負的 相關을 갖는바 態度內 變散에 포함된 이러한 인위적 속성은 豫言誤差와는 無關하기 때문이다.

이와같이 測定方法에 따라 측정된 態度內 變散이 態度極端도와 人爲的 相關을 이룰 수 있기 때문에 이 두변인간의 相關을 態度極端도와 豫言誤差의 相關의 充分條件으로 간주할 수 없게되며 단지 必要條件으로 전제할 수 밖에 없다.

그러나 비록 Thurstone 尺度에서는 極限效果和 같은 人爲的 要因이 작용하지만 현재로는 어느 測定方法이 더욱 타당한가에 대한 結論

을 내릴수는 없다. 왜냐하면 態度的 豫言妥當度로 볼수있는 態度와 行動意圖와의 相關이 Fishbein 方法과 Thurstone 尺度에서 각각  $r = .24$ ,  $r = .35$ 로 두 相關의 有意한 差가 없었으며 두 方法에 따른 態度內 變散과 豫言誤差와의 相關도 거의 유사하였기 때문이다 (表 2 참조).

두 方法에서 測定된 態度內 變散이 서로 異質의임에도 불구하고 行動豫言誤差에 대한 豫言力이 同一하다는 上記 結果에서 우리는 두 方法에 의한 態度內 變散 測定値의 공통적인 성분만이 行動豫言誤差와 關係되었을 것으로 假定해 볼 수 있다. 또한 더 나아가 態度內 變散이 豫言誤差를 決定한다는 前提에서 이 공통성분이 순수한 態度內 變散에 해당된다고 推論해 볼 수도 있다. 따라서 측정된 態度內 變散에는 순수한 態度內 變散이외에 특정 측정방법이 갖는 오류가 개재되어있다고 볼 수 있는 것이다.

研究結果 態度內 變散과 豫言誤差의 相關이 비록 統計적으로 有意하나 相關程度가 낮게 나타난 것은 (Fishbein :  $r = .22$ , Thurstone :  $r = .29$ ), 물론 個人에 따라 態度外的 變因이 매우 다르기 때문일 수 있다. 그러나 이것은 우리가 測定한 態度內 變散이 순수한 態度內 變散이외의 測定의 오류로 오염되어 있기 때문일수도 있는바, 추후 연구에서 이러한 측정의 方法論的 문제가 근본적으로 검토되어야 할것이다.

한편 態度極端度を 統制한 態度內 變散과 豫言誤差間의 部分相關이 有意하게 나타남으로써 同一한 態度라도 態度內 變散이 클수록 豫言誤差가 클것이라는 두번째 假說이 지지되었다. 이는 態度強度가 態度極端도와는 다른 概念임을 입증해 주는 것이다. 또한 같은 맥락에서 態度強度는 豫言誤差와 關係되는 變인인데 반하여 태도극단도는 이와 關係없는 變인임을 밝히려하였다. 이에 態度極端도와 態度內 變散의 상관됨을 고려하여 態度內 變散을 배제한 이들간의 부분 상관이 없는것이라는 가설을 세웠던바, 이들간의 단순상관에서 부터 有意한 結果가 나타나지 않음으로 해서 마지막 假說도 지지되었다. 이러한 結果들은 본 연구에서 假定한 態度強度와 態度極端도의 차이를 실증하는 것으로 기존의 態度測定에서 간과된 態度內 變散의 중요성을 再次 부각시켜주는 것이다.

그러나 本 研究에서 Thurstone 尺度에 의한 態度測定은 전통적인

方法이 아닌 변칙적 방법을 사용하였다. 즉 贊擇問項數를 지정하지 않고 贊成하는 모든 問項을 선택케하여 이의 平均을 態度値로 하였고 이의 표준편차를 態度內 變散으로 看做하였던 것이다. 따라서 이러한 無制限贊擇方法과 본래의 Thurstone 尺度에서의 測定方法間의 관계를 검토하고, 본래의 방법으로 測定하였을 때에도 本研究의 假說이 지지되는지를 검토하였다. 이를 추후 분석하기 위하여 이미 Thurstone 尺度를 실시할때 가장 贊成하는 3個 問項을 표시하게 하였던바, 이의 平均을 態度로 하고 이들의 標準편차를 態度內 變散으로 산출하였다.

分析結果 本研究에서 실시한 無制限 贊擇法에 따른 態度 및 態度內 變散과 3個문항선택에 따른 두 測定值間의 相關이 態度에서는  $r = .65$ , 態度內 變散에서는  $r = .45$  로 모두 有意 하였으나 ( $p < .01$ ) 비교적 낮은 상관(특히 態度內 變散에서)을 보였다. 따라서 동일한 Thurstone 尺度에서도 두 방법에 따른 測定值가 異質的임을 알 수 있다. 그러나 3個문항 선택조건에서의 態度內 變散이 豫言誤差와  $r = .20$ 의 有意한 相關을 보여 ( $p < .05$ ), 여기에서도 첫번째 假說이 지지되었다.

3個問項 選擇조건에서의 態度極端도와 態度內 變散의 相關은  $-.71$  ( $p < .01$ )로 贊成全體問項으로 測定했을 때와 일관된 結果를 보였다. 그러나 贊擇問項을 제한하지 않았을때와는 달리 態度極端도를 統制한 態度內 變散과 豫言誤差와의 部分相關은 없는 것으로 나타나 두번째 가설은 지지되지 않았다. 한편 態度極端도와 豫言誤差의 단순상관도 贊擇問項을 제한하지 않았을때와는 달리  $-.24$ 의 有意한 相關을 보였다 ( $p < .05$ ). 그러나 態度內 變散을 統制한 部分相關은 없는 것으로 나타나 세번째 假說은 지지되었다.

要컨데 이상의 Thurstone 尺度의 3個問項 선택조건에서 비록 두번째 假說이 지지되지 않는 못하였으나, 態度內 變散이 豫言誤差와 有의한 相關이 있고 이에 더하여 態度極端도와 豫言誤差와의 相關이 態度內 變散으로 說明되었다. 이러한 결과는 態度內 變散이 態度의 行動豫言誤差의 決定因이 된다는 기본가정을 재확인하는 것이다.

지금까지의 結果에서 態度內 變散이 態度로 부터의 行動豫言誤差를 決定하는 變因으로써 態度內 變散이 클수록 豫言誤差가 커짐이 입증되었다. 따라서 우리는 行動豫言力을 態度內 變散에 따라 分化

할 수 있으며 態度內 變散이 態度的 構造를 반영해주는 비교적 지속적인 變因임을 감안할때 이에 입각하여 態度的 行動豫言力, 즉 行動豫言誤差를 豫言할 수 있게된다.

行動豫言誤差를 豫言한다는 것은 個人的 行動이 態度로 부터 얼마나 잘 豫言될것인가를 豫言하는 것으로 이는 豫言의 확신이 되므로 行動을 確率的으로 豫言한다는 意味를 갖는다. 물론 既存의 研究에서 行動豫言에 豫言誤差를 감안하지 않은것은 아니다. 態度로 說明되지 않는 行動의 誤差變量으로 부터 標準誤차를 算出하여 이를 行動豫言에 적용하였던 것이다. 그러나 이때 標準誤차는 行動豫言誤차의 個人差를 무시한 平均의 意味를 지닌 豫言誤차로서 모든사람에게 一律的으로 적용되는 常數( constant )인 것이다. 이 研究는 既存에서 이와같이 무시된 行動豫言誤차의 個人差를 다시 찾아 이 個人差를 역시 既存에서 무시된 態度內 變散에 의해 豫言하자는 것이다. 이것은 實用的인 측면에서 態度로 行動이 잘 豫言되는 사람과 그렇지 않은 사람을 辨別한다는데에 큰 意義가 있는 것으로 研究結果는 이 가능성을 입증하였다.

한편 本 研究의 結果는 理論的인 맥락에서 볼 때 態度라는 概念을 構造的인 측면에서 재조명한다는 意義가 있다. 즉 態度를 단순히 好惡의 極端度로만 볼것이 아니라 態度對象에 대한 여러가지의 態度陳述내지는 信念이라는 認知的 內容으로 構成된 構造體로 파악하여야 함을 시사해 준다. 우리가 設定한 態度內 變散은 바로 이러한 態度構造를 반영하는 것으로 이것은 態度對象의 애매성에 따른 態度的 無選的인 個人內 變散(intra-individual variance)이 아니라 態度를 構成하는 認知的 內容들이 갖는 意味의 다양성인 것이다. 따라서 態度內 變散은 態度對象에 대한 態度가 分化된 정도를 말해준다.

態度가 分化한다는것은 우리가 態度對象에 대하여 分化된 만큼의 다양한 好惡價를 갖는다는것을 意味한다. 이렇게 볼때 態度는 好惡次元에서 一點이 아니라 폭으로써 表現되어야 할 變因임을 알 수 있다. 이러한 생각은 同一 態度對象에 대하여 個人이 여러개의 態度를 가질수 있다는 Tesser ( 1978 )의 重多態度說과도 일치된다. 이러한 그의 주장은 사람들이 態度對象에 대하여 認知的 構成體 즉 圖式( Schema )를 갖는다는 전제에서 출발한다. 個人的 순간적 態



度決定에는 圖式內의 모든 認知的 內容 즉 信念들이 관여되는 것이 아니라 그때의 思考過程에 一部 信念들이 관여되는데 이들이 思考의 結果로 우세하게 ( salient )되며 態度는 이때의 우세하게된 信念들에 의해 決定된다는 것이다. 따라서 그는 그때 그때의 思考에 따라 우세하게 되는 信念들이 變化하기 때문에 個人的 態度는 수시로 變化한다고 주장하여 態度가 하나의 好惡度로 간주되어온 기존의 立場에 새로운 觀點을 시사하였다.

이상과 같은 Tesser ( 1981 )의 주장은 態度가 스스로의 可變性을 갖는바, 이에 대한 心理的 過程을 잘 說明하고 있으며 이는 態度가 分化된다는 本 研究의 立場과도 일치된다. 그러나 個人的 思考의 指向은 수시로 變化되며 行動당시의 思考指向을 우리가 확정할 수 없기 때문에 단순히 思考의 變化에 따라 態度가 變化된다는 사실만을 전제한다는것은 個人的 行動豫言이란 맥락에서 볼 때 아무런 도움이 되지 못한다. 단지 態度의 不確定性에 따른 行動의 不確定性만을 說明하는 것이 된다.

따라서 態度의 可變性이라는 概念이 說明次元을 넘어서 豫言次元에서의 價値를 가지려면 그것의 個人差가 前提되어야할 것으로 Tesser ( 1981 )는 바로 이러한 態度可變性의 個人差를 看過했던 것이다. 이러한 個人差는 곧 態度가 好惡次元의 一點이 아니라는 수준을 넘어서 그 變化의 폭을 個人에 따라 확정하는것이 되며 이때에 비로소 態度可變性이 意味있는 개념이 될것이다.

本 研究에서 제안한 態度內 變散은 上記한 態度可變性에 個人差가 있다는것을 說明해 주며 이를통해 이러한 個人差의 測定이 가능함을 알 수 있다. 앞에서 언급되었듯이 態度의 狀況的 變化는 思考의 變化로 우세해지는 信念의 變化에서 비롯된다. 이때 우세하게 될수있는 信念들은 個人이 態度對象에 대하여 갖고있는 圖式內의 信念들로 제한될것이므로 態度可變性의 정도는 個人이 態度 對象에 대하여 갖고있는 信念들의 異質度에 따라 다르게 될것이다. 이러한 信念의 異質度는 곧 우리가 제안한 態度內 變散이므로 따라서 態度可變性은 態度內 變散에 따라 差異가 있게 됨을 알 수 있으며 이것이 態度可變性의 추정치가 된다. 따라서 本 研究는 Tesser ( 1981 )의 立場에서 한걸음 더 나아가 態度可變性의 個人差를 제안하여 이를 態度內 變散으로 測定했다는 意義가 있다.

## 參 考 文 獻

- 李秀遠, 態度, 態度內 變散 및 行動 社會心理學研究, 1982, 1, 101-123.
- Ajzen, I., & Fishbein, M. The Prediction of Behavior from Attitudinal and Normative Variables. *Journal of Experimental Social Psychology*, 1970, 6, 466-487.
- Ajzen, I., & Fishbein, M. Attitude-behavior relations: A theoretical analysis and review of empirical research. *Psychological Bulletin*, 1977, 84, 888-918.
- Berdie, R.F. Intra-Individual variability and predictability. *Educational and Psychological Measurement*, 1961, 21, 663-676.
- Brannon, R. Attitudes and the prediction of behavior. In B. Seidenberg & A. Snadowsky (Eds.), *Social psychology: An introduction*. New York: Free Press, 1976.
- Calder, B.J., & Ross, M. *Attitudes and behavior*. Morristown, N.J.: General Learning Press, 1973.
- Campbell, D.T. Social attitudes and the acquired behavioral dispositions. In S. Koch (Ed.), *Psychology: A study of science (Vol. 6)*, New York: McGraw-Hill, 1963.
- DeFleur, M.L., & Westie, F.R. Verbal attitudes and overt acts: An experiment on the salience of attitudes. *American Sociological Review*, 1958, 23, 667-673.
- DeFleur, M.L., & Westie, F.R. Attitude as a scientific concept. *Social Forces*, 1963, 42, 17-31.
- Deutscher, I. Words and deeds. *Social Problems*, 1966, 13, 235-254.
- Deutscher, I. Looking backward: Case studies on the progress of methodology in sociological research. *American Sociologist*, 1969, 4, 35-41.
- Deutscher, I. What we say/what we do. *Sentiments and acts*. Glenview, Ill.: Scott, Foresman, 1973.
- Ehrlich, H.J. Attitudes, behavior, and the intervening variables. *American Sociologist*, 1969, 4, 29-34.

- Fishbein, M. An investigation of relationships between beliefs about an object and attitude toward that object. *Human Relations*, 1963, *16*, 233-240.
- Freedman, J.L., Sears, D.O., & Carlsmith, J.M. *Social Psychology (3rd ed.)*, New Jersey: Prentice-Hall, 1974.
- Frederiksen, N., & Melville, S.D. Differential Predictability in the use of test scores. *Educational & Psychological Measurement*, 1954, *14*, 647-656.
- Ghiselli, E.E. Defferentiation of individuals in terms of their predictability. *Journal of Applied Psychology*, 1956, *15*, 374-377.
- Ghiselli, E.E. The prediction of predictability. *Educational and Psychological Measurement*, 1960, *20*, 3-8.
- Guilford, J.P., & Fruchter, B. *Fundamental Statistics in Psychology and education (6th Ed.)*. New York: McGraw-Hill, 1978.
- Harvey, O.J., Reich, J.W., & Wyer, R.S. Effects of attitude direction, attitude intensity and structure of beliefs upon differentiation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1968, *10*, 472-478.
- Irwin, M., Tripodi, T., & Bieri, J. Affective stimulus value and cognitive complexity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1967, *5*, 444-448.
- Jones, E.E., & Gerard, H.B. *Foundations of Social Psychology*. John Wiley & Sons, Inc., 1967.
- Kelley, S., JR., & Mirer, T.W. The simple act of voting. *The American Political Science Review*, 1974, *68(2)*, 572-591.
- Kelman, H.C. Attitudes are alive and well and gainfully employed in the sphere of action. *American Psychologist*, 1974, *29*, 310-324.
- Krech, D., and Crutchfield, R.S. *Theory and Problems of Social Psychology*. New York: McGraw-Hill, 1948.
- Lapiere, R.T. Attitudes vs. Actions. *Social Forces*, 1934, *13*, 230-237.
- Liska, A.E. (Ed.) The consistency controversy: *Readings on the impact of attitude on behavior*. New York: Wiley, 1975.
- Norman, R. Affective-congitive consistency: Attitues, conformity, and behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1975, *32*, 83-91.

- Rokeach, M. Attitude change and behavior change. *Public Opinion Quarterly*, 1967, 30, 529-550.
- Schneider, D.J. *Social Psychology*. Readings, Mass: Addison-Wesley, 1976.
- Schuman, H., & Johnson, M.P. Attitudes and behavior. *Annual Review of Sociology*, 1976, 2, 161-207.
- Snyder, M., & Swann, W.B. When actions reflect attitudes: The politics of impression management. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1976, 34, 1034-1042.
- Tesser, A. Self-generated attitude change. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental Social Psychology*, Vol. 11, New York: Academic, 1978.
- Tittle, C.R., & Hill, R.J. Attitude measurement and prediction of behavior: An evaluation of conditions and measurement techniques. *Sociometry*, 1967, 30, 199-213.
- Watson, J.B. *Behaviorism*. New York: Norton, 1925.
- Weigel, R., & Newman, L. Increasing attitude-behavior correspondence by broadening the scope of the behavioral measures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1976, 33, 793-802.
- Wicker, A.W. Attitudes vs. actions: The relationships of verbal and overt behavioral response to attitude objects. *Journal of Social Issues*, 1969, 25, 41-78.

## ABSTRACT

### INTRA-ATTITUDE VARIABILITY AND BEHAVIOR PREDICTABILITY OF ATTITUDE

*Chang, Sung-Soo*

*Department of Education, Han Yang University*

In this study it was assumed that the effect of attitude upon behavior is determined by interaction between the pressure of nonattitudinal variables which is discrepant with attitude and the attitude strength which resists against the pressure of nonattitudinal variables so that the behavior is consistent with the attitude. Attitude strength was considered as the

individual's convictions about his attitude resulted from intra-attitude variability of the attitude structure. The smaller the intra-attitude variability the more the individual's convictions about his own attitude, and in turn the more is the behavior consistent with the attitude. And it was also assumed that attitude strength is different attribute of attitude from affective extremeness which has been defined as attitude operationally, because even same attitude values can have different intra-attitude variability.

Three hypotheses were tested: First, the more the intra-attitude variability the more the error of predicted behavior from the attitude. Second, even though attitudes have same values, the more the intra-attitude variability, the more the error of predicted behavior from the attitude. Third, attitude extremeness which is independent from intra-attitude variability will not correlate with the error of predicted behavior from attitude. This hypothesis implies that attitude extremeness by itself is not a determinant of the error of the behavior prediction, whereas attitude strength determines the prediction error.

This study performed a serial repeated measure of attitude, intra-attitude variability and behavior intention. To test above hypotheses, it was calculated correlation of intra-attitude variability with error of predicted behavior intention from attitude, partial correlation intra-attitude variability with the error of predicted behavior intention from attitude controlling for attitude extremeness, and correlation of attitude extremeness with error of the predicted behavior. Supporting all hypotheses, the results showed that all the correlations but last one were positive and statistically significant. The results illustrate that attitude strength which can be inferred from intra-attitude variability of attitude structure is a different attribute of attitude from attitude extremeness and that behavior-predictability of attitude can be differentiated and predicted by the intra-attitude variability.