

MTMM 자료분석에 대한 비평적 고찰*

이 순 목[†]
성균관대학교

윤 창 영
대구대학교

김 영 록
위더스노무법인

구성개념타당화를 위한 중요 방략으로서 '다특질다방법(MTMM)' 접근이 Campbell과 Fiske(1959)에 의하여 제안된 이래, 측정변수에 기초한 방식은 고전이 되고 이제 확인적 요인분석을 이용한 잠재변수 모형이 MTMM 자료분석에서 중심적인 추세로 자리잡아가고 있다. 본 논문에서는 이러한 잠재변수 모형을 진일보시킨 고정효과/무선효과 방식을 소개하고, 기존 학술지에 제시된 자료를 이러한 방식으로 재분석함으로써 동일한 자료에 대해서도 그 측정방법을 고정효과로 보는지 또는 무선효과로 보는지에 따라 해석이 달라질 수 있음을 보이고 있다. 또한, 고정효과 모형의 분석에서 CU-UM절차를 도입함으로써 개별측정치가 갖는 정보를 특질에 의한 부분, 방법에 의한 부분, 그리고 측정오차 부분으로 보다 구체적으로 파악할 수 있는 길을 제시하였다.

주요어 : 타당화, 구성개념타당화, 다특질다방법, 고정효과, 무선효과

* 이 연구를 위해 2005년도 Brain Korea-21, 아동교육연구 프로젝트로부터 부분적 지원을 받았음.

† 교신저자 : 이순목, 성균관대학교 사회과학부, smlyhl@chol.com

행동과학 및 사회과학에서 구성개념타당화를 위한 전략중 하나가 수렴타당도/변별타당도를 보이는 것인데 그러한 노력을 체계적으로 제시한 것은 Campbell과 Fiske(1959)이다. Campbell과 Fiske는 다특질 다방법(MTMM: multitrait-multimethod) 상관행렬의 분석을 통해서 개별 구성개념의 수렴타당도, 구성개념간의 변별타당도, 그리고 측정방법의 효과를 검토하는 지침을 제시하였다. 그들의 방식은 측정변수에 기초한 방식이었으나 이후 1960년대 즈음에 완성된 탐색적 요인분석, 그리고 1980년대부터 널리 보급된 확인적 요인분석 등 잠재변수 모형의 방식으로 확대 발전하였다. 이 글에서 저자는 잠재변수 방식을 보완하기 위한 고정효과/무선효과 방식을 제시하고 그 방식에 의해 기존 학술지에 제시된 자료를 재분석한다. 이것을 통해, 동일한 자료에 대해 측정방법을 고정효과로 보느냐 무선효과로 보느냐에 따라 해석이 달라짐을 보이고자 한다. 이 글의 순서는 다음과 같다. 우선은 세가지 접근을 측정변수 방식, 잠재변수 방식, 고정효과/무선효과 방식으로 분류해서 제시한다. 각 방식에서 구성개념타당도와 관련된 세 가지 개념인 수렴타당도, 변별타당도, 방법효과가 어떻게 정의 되는지 보기로 한다. 그런 다음 이 세가지 접근에 따라 실제 자료에 적용시키면서 해석의 상이한 면을 제시하기로 한다.

측정변수 방식

이것은 Campbell과 Fiske(1959)가 제시한 이래로, 행동과학, 사회과학에서 구성개념타당도의 가장 고전적인 모형이 되고 있는 방식이다. 나중에 설명하는 잠재변수 방식이 대체로 큰

표본과 측정 변수간 분포가정이 있을 때 강력한 추론을 제공하는 것과 달리 측정변수 방식은 소표본에서 탐색적인 접근을 하는데 아주 유용하다. 따라서 현재는 물론 앞으로도 계속 사용이 될 방식이므로 그 기본적인 틀에 대한 소개와 한계에 대한 언급이 필요하다.

예로써 3개의 특질(T: trait)과 3개의 측정방법(M: method)이 사용되는 측정의 설계에서 9개의 측정치(측정변수)가 정의된다면 9개 변수간 상관은 그림 1과 같은 MTMM 상관행렬로 얻어진다. 여기서 특질(trait)은 구성요인, 구성개념(construct)과 같은 개념으로 사용하며 각 측정치는 1문항일수도 있고, 다문항에서 얻은 합산점수(summated score) 또는 상이한 가중치에 의해 결합된 결합점수(composite score) 일수도 있다. 다문항일 경우 1문항일 경우에 비해 측정치의 신뢰도가 높고 분포가 정규분포에 가까울 것이다.

그림 1은 상관행렬인데, 대칭행렬이므로 대각선 이하에 대해서만 논의하기로 한다. 주 대각선은 검사/재검사를 할 경우의 신뢰도가 기입된다. 방법1, 방법2, 그리고 방법3의 삼각형은 두 가지 특질을 1방법(동일방법)에 의해서 측정한 측정치간의 상관행렬로서 1방법 삼각형(또는 2특질 1방법 삼각형) 이라고 한다. 이때 방법효과로 인하여 높은 값이 관찰될 것이다. 나머지 사각형들에는 2방법(상이한 방법)에 의한 측정치간의 상관행렬이 들어 있다. 방법(1, 2), 방법(1, 3), 방법(2, 3)의 사각형들이 그것이다. 이 2방법의 사각형내에서 대각선(점선으로 표시)의 원소들은 동일한 특질을 상이한 방법으로 측정하므로, 그 특질이 두 방법에 걸쳐서 일관성있게 나타나는 개념인지에 대한 수렴타당도의 값이 된다. 이 수렴타당도 계수의 대각선에 의해 2방법의 사각형은 아래

	T1M1	T2M1	T3M1	T1M2	T2M2	T3M2	T1M3	T2M3	T3M3
T1M1									
T2M1	○ 방법1								
T3M1	○								
T1M2	*	□□	□□						
T2M2	□□	방법(1, 2)		○ 방법2					
T3M2	□□			○					
T1M3									
T2M3		방법(1, 3)			방법(2, 3)		방법3		
T3M3									

그림 1. 3개 특질 - 3개 측정방법에 의한 상관행렬

위로 나뉘어 두 개의 2방법 삼각형이 된다. 각 2방법의 삼각형은 두 가지 특질을 서로 상이한 2방법에 의해 측정된 경우의 상관행렬이므로, 동일한 방법의 효과가 감소되고 1방법 삼각형에 있는 대응하는 원소들에 비해 작은 값이 예상된다. 그러면 방법효과는 1방법의 삼각형과 2방법의 삼각형간에 각 원소끼리 빼서 얻은 나머지 값으로 정의된다.

이제껏 수렴타당도와 방법효과에 대한 정의를 하였고 이제는 변별타당도를 정의할 차례이다. 변별타당도는 구성개념간에 지나치게 수렴하지 않고, 서로간에 내용적으로 독립적인 의미를 지니는 것으로 해석되는 정도이다. 간혹 이것을 문항분석에서의 변별도와 혼동해서(예: 변별도 “지수”) 사용하는 경우가 있다. 그러나 문항의 변별도에 일정한 값이 제시된다면, 구성개념간의 변별타당도는 구성개념간의 관계를 보고서 연구자가 ‘있다/없다’로 판단내리는 것이지, 특정한 공식에 의해서 산출되는 변별타당도 계수라는 것은 없다. 그러면 그림1에서 변별타당도는 어떻게 판단할 수 있

는가? 어떤 특질의(예: T1) 수렴타당도가(예: T1M1과 T1M2간 상관계수), 그 특질이 다른 특질(T2, T3)과 가지는 상관계수보다 “훨씬”크면 그 특질은 다른 특질과 변별타당도가 “있다”고 하고, 별 차이가 “없으면” 변별타당도가 없고 오히려 두 특질은 하나로 수렴한다고 한다. 예로서 $COR(T1M1, T1M2)$ 는(그림 1에 *로 표시) T1에 대한 수렴타당도 계수 중 하나이다. $COR(T1M1, T1M3)$, $COR(T1M2, T1M3)$ 도 T1의 수렴타당도 계수이다. $COR(T1M1, T1M2)$ 에서 측정되는 T1이 어느 정도나 변별타당도를 가지는지 보자면 T1이 방법1이나 방법2로 측정된 삼각형에서 T2나 T3와 가지는 8개의 상관계수들과 비교되어야 한다. 1방법의 삼각형에서(M1의 삼각형, M2의 삼각형) T1과 T2, T1과 T3간의 상관을 나타내는 계수가 있다(그림 1에서 ○로 표시된 4개). 또한 $COR(T1M1, T1M2)$ 가 들어있는 2방법의 삼각형에도 방법1과 방법2를 통해서 T1이 T2, T3와의 상관을 나타내는 계수(그림 1에서 □□로 표시한 4개)가 있다. 이들 8개 상관계수와 크기를 비교할

때 $COR(T1M1, T1M2)$ 가 얼마나 큰지에 따라서 T1의 변별타당도가 지지된다.

이러한 비교는 서로 독립인 상관계수간의 비교가 아니라 의존적인 상관계수간의 비교이므로 Steiger(1980)의 Z통계량에 의한 검증방식이 필요하다. 즉, 그림 1의 경우 Steiger의 방식으로, 9개의 수렴타당도계수 각각과 그에 대응하는 8개의 다른 상관계수간의 차이검증을 해야한다; 모두 합하면 72회가 된다. 대체로 2방법 삼각형내 계수들과의 비교에서는 변별되는 경향을 보이지만 1방법 삼각형내 계수들과의 비교에서는 변별이 안되는 수가 있다. 이것은 1방법 삼각형내 계수들이 크고, 2방법 삼각형내 계수들이 작은데서 오는 현상인데, 이러한 경우가 많을수록 변별타당도가 위협받는 것이고 그 이유는 측정에서 방법효과가 크기 때문이다. 그러나 2방법 삼각형내 계수들과의 비교에서도 변별이 안된다면 그것은 응답자에게 그 두 개념이 상이한 개념으로 지각되지 않기 때문일 수가 있다. 예로서 서구 문헌에서 그들의 문화를 반영하는 여러 개념들이 변별되는 것으로 제시될 수 있으나, 우리 문화에서는 그렇게 분화되지 않는 개념일 경우, 변별이 안되는 것으로 나타날 수 있다. 이상을 Campbell과 Fiske (1959)의 용어로 요약하면 아래의 다섯 가지 지침이 된다.

지침1: 수렴타당도 계수는 크기가 0보다 유의하게 크고 타당도 검토를 고무할 정도의 충분한 크기 일 것. (수렴타당도의 증거)

지침2: 수렴타당도 계수는 자신이 속한 2방법의 사각형에서 자신의 행과 열에 있는 어떤 숫자보다도 클 것. (변별타당도의 증거)

지침3: 수렴타당도 계수는 1방법의 삼각형에 있는 대응하는 숫자들보다 클 것. (변별타

당도의 증거)

지침4: 상이한 특질간의 상호관계는 모든 삼각형에서 같은 유형을 보여야 한다.

지침5: 1방법 삼각형과 2방법 삼각형간에 대응되는 원소끼리 비교. 그 차이가 상당한 정도로 크면 방법효과. (방법효과증거)

이러한 분석에서 Campbell과 Fiske는 특질간에 상관을 가정하지만, 측정방법은 서로간에 상관이 안되는 방법을 쓸 것을 강력히 권고하고 있다. 또한 특질과 측정방법간에 상관없음을 가정하고 있다.

이러한 측정변수 방식에 대한 Widaman(1985)의 비평 및 그에 대한 극복이 어떻게 이루어지고 있는지를 보기로 한다.

비평1: 지침 1-4는 단순비교이므로 상관계수간 의존가능성을 감안하지 않고 있다.

이 비평을 극복하기 위해서는 Steiger (1980)의 의존상관계수간 차이검증을 도입할 것이 필요하다고 본다.

비평2: 각 측정치에서 특질관련분산, 방법관련분산을 분리하지 못한다.

이 비평에 대응하기 위해서 잠재변수 방식이 등장하였고, 특질과 방법을 모두 잠재변수로 설정하고 측정치를 특질이나 방법에 회귀시키면 거기서 얻는 다중상관계수(R^2 , SMC)이 각 측정치내에 특질 및 방법 관련 분산의 비율이다.

비평3: 측정변수 수준에서의 검토이므로 변수간 신뢰도가 다를 수 있음이 간과됨.

이 비평에 대응하기 위해서도 잠재변수 방식(확인적 요인 분석)이 도입되었고, 잠재변수 즉, 요인점수는 오차가 없는 순수 점수이다.

비평4: 방법간 상관이 있는 경우도 있음.

특히 상이한 도구 사용을 상이한 방법으로 간주할 경우, 유사문항이 두 방법에 공통으로 포함될 수 있고 방법간 상관관계가 쉽게 관찰된다. 이 비평에 대응하기 위해서도 잠재변수 방식이 도입되었다. 방법간 상관관계는 현실적으로 발생가능하고 잠재변수 모형에서는 방법요인간 상관관계를 검증함으로써 이 비평은 극복될 수 있다.

요약하자면, 위의 네 가지 비평은 잠재변수 방식으로 가면서 해결이 되거나 검증이 된다. 즉, 측정된 상관관계수에 직접비교를 하는 대신에 그것에 의해 표상되는 특질이 수렴하는지 변별되는지를 검증하게 된다. 또한 특질요인과 방법요인을 분리해서 요인으로 설정하므로 그들의 분산이 어느 정도인지, 통계적으로 유의한지도 검증이 가능하다. 특질요인은 측정변수가 아니라 잠재변수이므로 신뢰도가 완

벽한 상태에서 검토된다. 끝으로 방법요인간에 상관관계를 설정해서 검증해 볼 수 있다. 따라서 측정변수 방식에 의한 해석은 잠재변수 방식에 의한 해석과 현저히 다를 수가 있다 (Marsh, 1989).

잠재변수 방식

Widaman(1985)이 정리한 잠재변수 모형은 그림 2와 같다. 통계방법 중 확인적 요인분석(CFA: Confirmatory Factor Analysis)을 사용하므로 “CFA 모형” 또는 “CFA 접근”으로도 불린다 (Marsh & Baily, 1991; Marsh, Byrne, & Craven, 1992).

그림 2는 MTMM 상관행렬을 CFA 접근으로 분석해 볼 수 있는 가장 포괄적인 모형으로서 CTCM (Correlated Trait Correlated Method)모형이

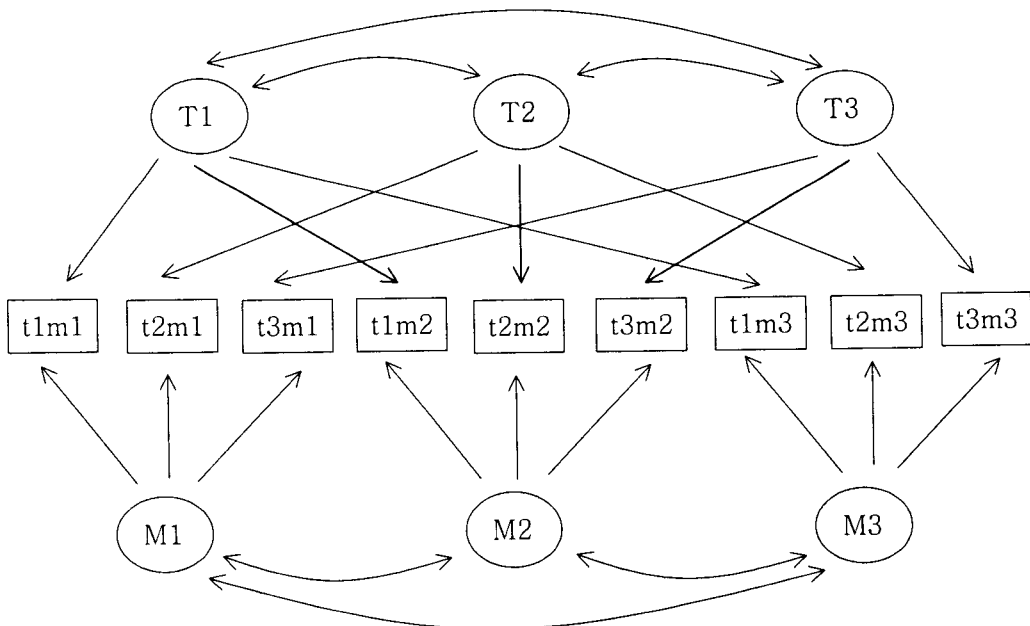


그림 2. Widaman(1985)의 CTCM 모형

표 1. 분석모형의 위계적 정리

특질구조	방법효과 구조 → ^a				
	0M	1M	UM(CU)	CM(CU')	
OT	OT0M	OT1M ^c	OTUM(OTCU)	OTCM(OTCU')	
↓ ^a	1T	1T0M ^c	1T1M ^c	1TUM(1TCU)	1TCM(1TCU')
	CT ^b	CT0M	CT1M	CTUM(CTCU)	CTCM(CTCU')

주 ^a 화살표는 모형이 전단계를 내재하면서 점점 확대됨을 의미.

^b 특질구조에서 CT이전에 UT(Uncorrelated Trait)도 생각할 수 있으나 MTMM 자료분석자들에게 “특질간 상관의 유의도 여부를 검증하는 것은 큰 관심의 대상이 아니다”(Widaman, 1985, p.8). 따라서 1T 다음에 특질간 상관을 모두 설정하는 CT로 확대한다. 이 단계에서 특질간 유의치 않은 상관은 0으로 고정가능하다.

^c OT1M모형과 1T0M모형은 동치(equivalent)모형으로서 1개의 요인이 특질인지 방법효과인지 알 수 없고, 1T1M모형 역시 두 요인 중 각각 어느 것이 특질인지 방법효과인지 구분할 수 없으므로 현실적으로 쓰이지 않는다.

다. 이 가장 포괄적인 모형에 제약을 가하면 좀 더 간단한 모형으로 변해가면서 궁극적으로는 MTMM 상관행렬내에 아무런 구조가 없다는 영(null) 모형이 된다. 물론 이 영모형이 유지되는 경우는 거의 없을 것이고, 주어진 MTMM 상관행렬은 영모형과 CTCM모형 사이에서 가장 적합한(good fit) 모형으로 추정될 것이다. 영모형에서 CTCM모형에 이르는 모형들은 차례로 제약이 제거되면서 위계적으로(순서적으로) 모형이 커지므로 표 1과 같이 정리된다. 표 1에서 괄호안의 모형들은 이른바 CU모형으로서 다음 다음 절에서 설명된다.

분석의 논리

잠재변수 방식에서는 방법효과를 명시적으로 요인으로 설정해서 검증하는 관점을 가지고 있다. 그러나 이것은 방법효과에 대하여 저자가 정의하는 고정효과/무선효과 모형중 고정효과모형의 관점에 지나지 않는다. 실제

로 무선효과와 관점도 있으므로 저자는 잠재변수 방식을 좀 더 확대 보완하고자 한다. Widaman의 접근은 최적모형을 찾기 위한 모형찾기의 부분과, 타당도 및 방법효과 검증을 위한 타당화 부분으로 구성된다. 모형찾기의 부분은 특질요인구조의 간명성을 중심으로 하는 경우와, 구성개념에 무관한 방법분산의 통제 중심을 중심으로 하는 경우, 그리고 특별한 중심방향없이 다양한 모형을 검토해서 관찰변수간의 관계를 설명하고자 하는 경우로 나뉜다. 이들 세 경우는 다음에 저자가 제안하는 고정효과/무선효과 방식에서 내용상 약간의 수정이 추가되면서 제목도 특질모형 중심, 방법효과 중심, 그리고 다수 모형 중심으로 하여 상세히 기술된다. 타당화의 접근 역시 고정효과/무선효과 방식에서 다시 해석되어 기술된다.

한계

잠재변수 방식에서 가장 포괄적인 모형이

CTCM모형이다. 즉, 특질요인들이 상관되어 있고 방법요인들이 상관되어 있는 모형이다. 이러한 모형이 추정되기 위해서는 적어도 2개 이상의 특질이 3개 이상의 방법으로 측정되는 경우이다(Kenny & Kashy, 1992). 만일에 2개의 특질이 2개의 방법으로 측정될 경우에는, 하나의 특질이 그에 대한 두 추정치에 가지는 요인계수(factor loading)간에 동일화 제약(equalization)을 필요로 하며, 추정을 위해 분석되는 자료행렬은 상관행렬 보다 공분산행렬이 더 바람직하다(Cudeck, 1989). CTCM모형은 일반적으로는 3개 이상의 특질이 3개 이상의 방법에 의해서 측정될 때 안정적으로 추정된다(Joreskog, 1974, Marsh 1989에서 재인용; Widaman, 1985; Scherpenzeel & Saris, 1997).

또한 CTCM모형은 Marsh(1989)가 지적하듯이 방법효과를 부풀리는 문제가 있다. 즉, 방법효과가 요인으로 설정되면 특질분산의 일부가 방법분산으로 옮겨가서 추정되어 나오는 것이다. 한편 주어진 측정방법에 대해서 방법요인의 수효를 단 1개로 제한하는 비현실성도 있다(Kenny & Kashy, 1992).

그러나 CTCM모형 및 유사한 모형들에서 무엇보다도 가장 큰 문제는 추정상의 어려움 즉, 비수렴과 부적절 해가 자주 발생한다는 점이다. Marsh와 Bailey(1991)가 255개의 실제 MTMM 자료와 180개의 모의 MTMM 자료를 분석한 결과 방법효과를 요인으로 설정해주는 모형은 24%이하의 수렴사례를 보이고 있다. Campbell과 Fiske(1959) 이래로 CTCM모형 보다는 CTUM모형이 더 현실적으로 바람직한 모형으로 권고되어 왔으나 이것 역시 추정상의 문제를 해결하지는 못한다. 이러한 문제들을 해결해주는 대안으로서 고유요인간 상관 모형 또는 CU(Correlated Uniqueness)모형이 제시되었다.

CU모형

연구자들이 보기에 서로 구분되는 측정방법을 사용한다고 할 때 CTCM모형보다는 CTUM모형이 권고되지만, 추정의 문제를 감안한다면 비수렴, 부적절 해, 특질분산과 방법분산의 혼동 등을 해결해주는 것은 UM모형에 대한 대체표현(reparameterization)인 CU모형이다(Marsh, 1989). 이것은 명시적으로 독립된 요인들을 설정하는 대신에, 그 요인들에 대한 측정시에 발생하는 측정오차(또는 고유요인이라고도 함)간에 상관으로 표시하는 모형이다. CU모형은 원래 Kenny(1979)에서 사용된 것을 Marsh(1989)가 본격적으로 개발하여 지금은 정착이 된 모형인데 표 1의 모든 UM모형들은 CU모형으로 대체표현된다. 또한 다수의 방법요인중 1개만이 유의할 때는 그 방법에 대해서 CU모형으로 표시하는 것이 가능하다. 이 경우는 표1에서 “전체” 추정치에 대해서 1개의 방법요인(일종의 general factor)이 수렴한다고 설정하는 CT1M과 다르다. UM모형과 CU모형은 개념상 “대체”이며, 수학적으로는 동치(equivalent)일 수도 있고 아닌 경우도 있다. UM모형과 CU모형간 관계는, “특질요인이 3개일 경우 두 모형은 동치가 되며, 3개를 초과하면 UM모형은 CU모형의 특수한 경우가 된다”(Marsh, 1989, p.341). 현실에서 UM모형은 CM모형보다 많이 쓰이는 모형이고, CU모형은 UM모형이 가지는 추정상의 문제를 최소화하기 위한 대체표현이긴 하지만, UM모형은 물론 CM모형 보다도 포괄적인 측면이 있다.

어떤 측정방법이 사용될 때 그로 인한 방법요인의 형태도 단일하거나 복수일수 있고, 그 요인들간 관계도 다양할 수 있는데, 이 모든 것을 고유요인간 상관의 양상을 보고 해석 가

능하다(Kenny & Kashy, 1992). 예로서, CU모형을 써서 모형을 검토할 때 하나의 방법내에서 고유요인간에 유의치 않은 상관들과 유의한 상관들이 구분되고 결과로 하나의 방법내 고유요인들은 2개 이상의 소집단들로 나뉘어 복수의 방법요인이 추론될 수가 있다(Marsh & Baily, 1991; Marsh, Byrne, & Craven, 1992). 이것은 잠재변수 방식에서 각 측정방법에 대해서 방법요인을 각 1개로 설정하는 제한점을 CU모형에서 극복하는 부분이다.

또한 CU모형은 CM모형이 가지고 있는 장점인 방법간 상관도 수용할 수 있는 측면이 있다. 외견상으로, CU모형은 UM모형의 대체 표현으로서 방법간 상관을 표시할 수 없는 원천적 제약이 있는 것으로 보인다. 물론 현실에서는 방법간 상관이 있을 수 있으므로 이 제약은 극복되는 것이 바람직하다. CU모형을 설정해서 모형을 검토하는 과정("모형찾기"라 하며 p.465에서 설명)이 끝나고 최종모형에 도달한 후에 고유요인간 관계의 양상을 보면, 상이한 방법에 의한 측정치들에서 고유요인간 상관이 있을 수 있는지 이론적, 경험적(예: 수정지수 참조)으로 검토가 가능하다. 상이한 방법에 의한 측정치간에 고유요인간 상관이 가능한 곳을 고정모수에서 자유모수로 바꾸어서 추정해본다. 이렇게 해서 CU모형의 제약이 해제된 모형을 Marsh(1989)는 모형 4E'라고 부르고 있고 이 글에서는 CU모형의 연장이라는 의미에서 표1에서 CU'모형으로 표시하였다. 그러나 넓은 의미에서는 이것도 CU모형이다.

고정효과 / 무선효과 방식

이 부분에서는 이미 앞서의 연구들에서 제

시된 유사한 논리를 MTMM의 경우에 적용하고 통합하여 제시한다. 즉, 소검사로 구성된 검사에 대한 연구(이순목, 강민우, 2004)와 상황검사의 분석에 대한 연구(이순목, 2004)에서 고정효과 모형과 무선효과 모형에 대한 수리적 모형이 제시되었고 여기서는 보다 개념적 방식으로 통합적인 틀을 제시한다.

고정효과 모형과 무선효과 모형

잠재변수 방식에서는 방법효과를 고정효과 변수로 암묵적 가정을 한다. 즉, 방법효과를 일단은 방법요인으로 설정하고자 하는 것이 바로, 방법효과가 측정치에 대해 고정된 효과(요인계수로 나타남)를 가지는 것으로 가정하는 것이다. 그러나 측정방법은 고정효과를 가진 특질요인들을 측정기 위한 환경이나 상황 변수로서, 측정의 설계에 따라 고정효과변수일 수도 있고 무선효과변수일 수도 있다. 실험 설계에서 이론적 개념을 측정기 위해 측정조건을 설계할 때 고정효과, 무선효과의 경우가 구별되며 그에 따라 분산분석이 다른 방식으로 실시된다. 마찬가지로 MTMM 자료 수집시에 측정의 방법이 고정효과 변수일 경우 방법요인이 명시적으로 설정되어 고정효과를 나타내는 요인 계수(factor loading)를 추정하게 된다.

반면에 무선효과일 경우 측정의 방법이 가지는 평균 효과는 0이 되어 그 방법은 측정치에 대해 해석가능한 선형계수를 갖지 못한다. 그러나 이 무선효과는 각 측정치가 가지는 고유요인에는 포함되어있다. 방법효과가 클수록 측정치들 간에 공통의 방법성분이 크게 포함되고 이것은 무선효과 모형에서 고유요인 간에 상관으로 나타난다. 잠재변수방식에서 UM모형은 방법요인을 설정하고, 그 고정효과를

요인계수로 제시하므로 방법효과에 대한 고정 효과 모형이다. 그의 대체표현인 CU모형은 (CU' 포함) 방법효과를 고유요인간 상관으로 표시하므로 방법효과와 무선효과 모형이다.

행동과학과 고정효과/무선효과 모형

행동과학의 관점에서 볼 때 무선효과 모형은 내용중심이면서, 방법을 편파(bias), 원치 않는 분산의 원천, 특질에 대한 오염요인으로 간주하는 인지주의 관점을 반영한다. 한편 고정효과 모형은 내용요인 뿐 아니라 그것이 작동하는 환경 또는 상황도 해석에 포함하는 사회문화적 관점을 반영한다. 따라서 구성개념 타당화를 위한 MTMM 자료수집시 측정방법으로서 많은 방법 중에서 일부를 랜덤하게 뽑았다고 하면 무선효과 모형으로 분석해야 할 것이고, 연구자가 의도적으로 몇 개의 방법을 선정했다면 고정효과 모형으로 분석해야 할 것이다. 예로서, 산업장면의 평가센터에서 일정한 실습과제(예: 토론, 발표, 역할연기 등)를 사용할 경우 고정효과 모형이고 상황판단검사 제작시 많은 가능한 갈등상황들에서 일부를 뽑아 상황시나리오를 작성한다면 무선효과 모형이다. 행동과학에서는 1950년대에 출발한 인지주의 관점이 정착되면서 1980년대에는 그것을 부정하는 것이 아닌 보완하는 차원에서의 사회문화적 관점이 출발하여 행동과학 전 분야에 영향을 끼치고 있다(Wertsch, Minick, & Arns, 1984). 사회문화적 관점에서 볼때 측정방법이 없으면 이론도 존재할 수가 없다. 예로서 '상황'이 없으면 '상황인지'란 개념도 존재할 수가 없다.

따라서 MTMM 자료수집을 포함한 모든 경우의 평가는 “하나의 사회적 행동이며, 그것을

이해하기 위해서는 그것이 실시되는 사회, 문화, 경제 및 정치 맥락에 대한 고려를 함으로써 가능하다”(Sutherland, 1996. Gipps 1999, p.355에서 재인용). 이러한 사회문화적 관점에서는 객관적이고 탈맥락적인 구성개념을 구하는게 분석의 목적이 아니라, 관련성 있고, 공정하며, 적절한 구성개념을 구하는 것이 목적이 된다. 따라서 인지주의적 관점을 넘어 가치 의존적이고, 문화 의존적인 분석을 하게 된다. 이 글에서 인지주의와 사회문화적 관점에 대한 논의는 MTMM 자료 분석 및 해석에서 고정효과 모형과 무선효과 모형에 대한 심리학적 조망을 위해 도입하였다.

산업장면에서 선발용 검사제작에 어떤 관점을 취하느냐에 따라서 검사자료의 분석을 서로 상이한 방향으로 하게 된다. 즉, 동일한 자료에 대해서 방법효과에 대한 분석의 경로와 결과해석이 달라진다는 것이다. 또한 관점에 따라서 방법은 단순한 측정방법이 아니라 그 안에서 내용요인이 작동하는 환경이나 상황으로 해석될 수가 있다는 점이다.

방법효과와 크기에 대한 판단

방법효과는 고정효과 모형이면 방법요인으로 표시되고(UM 또는 CM모형), 무선효과 모형이면 고유요인간 상관으로(CU모형) 표시된다. 그러나 어떤 경우건 방법효과가 없으면 특질요인만이 추정되고 방법효과는 분석될 의미가 없는 것이다. 따라서 수집된 MTMM 상관행렬에서 방법효과가 어느 정도나 될지를 검토하는 것은 자료분석시 최종모형을 찾는 과정에 능률을 더할 것이다. Campbell과 Fiske (1959)의 지침5는 방법내 상관평균과 방법간 상관평균의 차이가 방법효과임을 알려준다.

여기서 방법간 상관평균을 구할 때, 상이한 방법으로 동일 개념을 측정하는 측정치간 상관인 수렴타당도는 제외한다.

이렇게 판단한 방법효과의 크기, 방법설계시의 모형(고정/무선 효과), 그리고 MTMM 자료분석에 대한 측정변수 방식에서 Campbell과 Fiske(1959)가 제시한 5개 지침을 참고하여 저자는 MTMM 상관 행렬에 대한 분석 방침을 다음 세 가지로 제시한다.

방침1: 수렴타당도계수의 크기가 0보다 유의하게 크고 타당도검토를 고무할 정도이면 적어도 하나 이상의 내용요인이 수렴할 것으로 본다.

방침2: MTMM 상관행렬에서, 방법내 상관평균에서 방법간 상관평균(수렴타당도계수 제외)을 뺀 “나머지”가 현저하게 크면, 측정방법의 설계가 고정효과 모형인 경우 적어도 하나 이상의 방법요인이 수렴할 것으로 본다. 이때 측정방법의 설계가 무선효과 모형이면, 방법내 고유요인간에 많은 상관들이 유의할 것이다. 그 “나머지” 값이 0에 가까우면 고정효과 모형에서는 방법요인의 수효가 크게 감소될 것이고, 무선효과모형에서는 방법내 고유요인간에 유의한 상관이 많지 않을 것이다.

방침3: 방침1과 2의 결과에 따라 내용요인(특질요인)이 지배적인지 방법효과가 지배적인지에 대한 판단이 가능하고, 거기에 측정방법의 설계를 고려하여 분석의 경로를 선택한다. 분석의 경로는, 통계적으로는 적절한 확인적 요인분석모형을 구하는 과정이다. 확인적 요인분석은 구조방정식모형의 부분모형이므로 MTMM자료의 분석경로 역시 구조방정식모형에서의 모형찾기(specification search)에 준한다. 구조방정식모형에서 전통적인 모형찾기는 단

일모형방식과 경쟁모형방식이 있다(이순목, 1990; MacCallum, 1986). 단일모형방식은 연구자의 가설모형을 합치시켜보아, 합치도가 낮을 때는 보다 모수가 많은 모형을 찾게 되고, 합치도가 적절해도 보다 간명한(parsimonious) 모형을 찾게 되는 과정이다. 경쟁모형방식은 내용적 해석상 경쟁이 되는 복수의 가설모형을 합치시켜서 그 중 가장 합치도가 좋은 모형을 택하는 방식이다. 그런데 MTMM 자료분석에서는 연구자가 하나의 CT모형을(고정효과의 경우 CTCM모형, 무선효과의 경우 CTCU모형) 가설로 가지고 있는 경우가 대부분이다(예: 송인섭, 이희현, 2000; Marsh, 1989). 따라서 단일모형방식을 취하게 된다. 그런데 이러한 CT모형을 합치시켰을 때 만족할만한 해(solution)를 얻는 경우는 예외라고 할 수 있고, 많은 경우 추정상에 문제가 있거나 합치도가 낮은 경우를 관찰하게 된다. 그러면 이 시점에서부터 모형찾기를 하게 되는데 다음 절에서 소개하는 Widaman(1985)의 위계모형방식이 권장된다. 물론 저자가 고정효과/무선효과 모형의 분석 목적에 맞게 수정을 하였다.

Widaman의 분석모형

잠재변수방식에서 논의를 미루었던 Widaman(1985)의 분석모형을 모형찾기 접근, 타당화 접근으로 나누어 제시한다. 모형찾기 접근은 타당화접근으로 진행하기 전에, 주어진 자료를 가장 적절하게 설명하는 관계구조의 모형을 구하기 위한 과정이다. 물론 익숙한 연구자는 모형찾기를 할 때 타당화를 염두에 두고 하기 때문에 이 두 과정이 서로 독립된 과정은 아니다.

모형찾기 접근

연구자는 우선적으로 원래 가설인 CT모형(고정효과면 CTCM, 무선효과면 CTCU모형)을 합치시켜 보고 합치도를 검토하게 된다. 좋은 합치도일 경우 모형찾기는 불필요하고 직접 내용요인의 수렴/변별타당도 및 방법효과에 대한 검토를 위한 타당화 접근으로 가야할 것이다. 그러나 CT모형의 추정에 문제가 있거나 합치도가 낮은 경우, 일단은 영모형으로 돌아가서 표 1과 같은 위계적 모형을 검토할 것을 권한다. 이 때 MTMM 상관행렬에서 얻은 측정변수 수준에서의 수렴타당도 계수, 방법효과에 대한 판단결과, 그리고 앞서 제시한 3가지 방침을 참고한 결과를 가지고 모형찾기를 한다. Widaman(1985)은 특질요인구조의 간명성을 중심으로 하는 경우, 구성개념에 무관한 방법분산의 통제를 중심으로 하는 경우, 그리고 관찰변수간 공분산의 설명을 중심으로 하는 경우로 나누었으나 각 경우가 어떤 조건에서 채택되는지는 제시하지 않았다. 이 글에서는 그 세 경우를 특질모형중심, 방법효과중심 그리고 다수모형중심으로 제목을 바꾸어 설명한다. 특질모형 중심과 방법효과 중심에 대해서는 각 경우가 채택되는 두가지 조건을 덧붙여 제시한다. 두 가지 조건중 제1조건이 우선이 되며, 이것이 만족되지 않을때는 제2조건을 검토한다. 제2조건은 방법효과가 무선효과인지 고정효과인지를 묻는 것이므로 특질모형 중심과 방법효과 중심중 하나에 반드시 해당되는 조건이다.

이 절에서 모형의 표시는 표 1에 준하며 방법효과의 표시는 고정/무선효과에 따라 방법요인모형과 CU모형으로 할 수 있으므로, 일단은 전자를 먼저 쓰고 후자를 괄호안에 표시한다.

특질모형중심: 내용요인이 지배적이거나, 방법효과가 무선효과변수일 때.

- 영모형(가장 제약이 많음)의 합치도가 나빠서 기각되면 내용요인만이 있다고 가정하는 CTOM모형으로 간다.
- CTOM(상관된 특질 요인의 가설모형)모형의 합치결과로 모든 변수에서 하나의 요인이 도출되는 1TOM 또는 특질중 일부만이 유의한 CTOM모형이 될 수도 있다. 전자의 경우 이론적으로 의미가 없다(표1 참조). 후자의 경우에는 모형의 합치도가 영모형보다 유의하게 높아도, 좀 더 합치도 향상의 여지가 있을 수 있다. 그러나 그것은 내용요인보다는 방법효과에 대한 표시를 개선하는 경우가 될 것이고, 따라서 CTUM(CTCU)모형으로 간다.
- CTUM(CTCU)모형에서 방법간 무상관은 Campbell과 Fiske(1959) 이래로 권고되는 방식이다. 모든 방법을 한꺼번에 CTUM(CTCU)모형으로 설정할 수도 있다(Widaman, 1985은 암묵적으로 CTUM을 지지). 그러나 측정방법이 여러개일 때는 추정의 어려움을 회피하기 위하여 각 방법별로 한번씩 모형을 검토할 수도 있다; CT1M 또는 CT1CU모형. 여기서의 CT1M은 전체 측정치에서 1개의 방법요인(일종의 general factor)을 설정하는 경우의 CT1M과 다르다. 측정방법 하나만을 고려하는 CT1M(CT1CU)모형들에서 모든 방법들이 검증되면, 방법요인들의 전부 또는 유의한 일부만이 포함된 CTUM(CTCU)모형이 된다. 결과적으로 얻은 CTUM(CTCU)모형이 CTOM모형보다 합치도가 유의하게 높아도, 좀 더 합치도가 향상될 필요가 있거나 향상될 여지가 있으면 방법요인간 상관을 허용하는 CTCM

(CTCU)모형으로 간다.

- 방법요인(UM 또는 CM모형)을 설정하는 경우에 추정상의 어려움이 있으면 언제든 CU모형(또는 CU'모형)으로 대체하여 모형 찾기를 거쳐 최종모형을 선정한 후에 다시 방법요인모형으로 복귀할 수가 있다. 이순묵과 강민우(2004)가 그러한 복귀절차로서 CU'-UM절차를 제시하였다.

방법효과 중심: 방법효과가 지배적이거나, 고정효과변수일 때

- 영모형을 합치시켜보아 기각되면 0TUM(0TCU)모형으로 간다. Widaman(1985)은 0TCM모형으로 갈 것을 권했으나, CM모형보다는 UM모형이 전통적으로 권고되는 방식이므로 저자는 0TUM(0TCU)모형을 먼저 합치시켜보고서 0TCM(0TCU)모형으로 가도 늦지 않다고 본다.
- 0TUM(0TCU)모형의 합치도가 0모형보다 유의하게 높아도, 좀 더 합치도를 향상시킬 여지가 있으면 방법간 고정된 상관을 자유모수로 할 경우의 합치도 증가를 검토한다. 여기서 방법간 상관을 자유모수로 하는 0TCM(0TCU)모형이 합치도를 증가시킬 것으로 예상될 때 중요한 것은 그에 대한 대안으로서 1TUM(1TCU)모형(일반요인으로서의 특질 설정)을 검증해 보아야한다. 측정방법은 어느 정도 특질분산을 나타내므로, 방법간 상관은 특질간의 관계 즉, 특질요인의 존재를 시사할 수 있다(Marsh, 1989). 이러한 관점은 여러 연구에서 지지되고 있다(예: Conway, 1996; James, Demaree, Mulaik, & Ladd, 1992; Lievens & Conway, 2001). 0TCM(0TCU)모형과 1TUM(1TCU)모형을 비교한 결과 전자가 낮다면 방법효과

밖에 없는 모형이고 모형찾기는 종결된다. 후자가 낮다면 적어도 하나의 구성개념으로 수렴함을 나타내고 모형찾기는 구성개념의 변별가능성을 보기 위해 좀 더 진행한다.

- 1TUM(1TCU)모형(특질요인이 전반적으로 1개인 것으로 가정하는 모형)의 합치도가 0TUM(0TCU)모형보다 유의하게 높아도, 좀 더 합치도가 향상될 필요가 있거나 향상될 가능성이 있으면, 특질들이 변별되는 CT모형으로 간다.
- 여기서의 CT모형은 우선적으로 CTUM(CTCU)모형이지만 CTCM(CTCU)모형이 될 수도 있다.
- 방법요인(UM 또는 CM모형)을 설정하는 경우에 추정상의 어려움이 있으면 언제든 CU모형(또는 CU'모형)으로 대체하여 모형 찾기를 거쳐 최종모형을 선정한 후에 다시 방법요인모형으로 복귀할 수가 있다. 이순묵과 강민우(2004)가 그러한 복귀절차로서 CU'-UM절차를 제시하였다.

다수모형 중심: 표 1의 다수/전체 모형들을 검증.

- 다양한 내재모형들을 비교한다. 너무 많은 작업이 되지만 위 특질모형 중심과 방법효과 중심의 방식에서 드러나지 않은 모형을 발견할 수도 있다. 다수모형중심은 우연에 의한 이론화(capitalization on chance) 가능성이 높으며 특질모형중심이나 방법효과 중심에 비해서 상대적으로 덜 사용되는 방식이다.

이상의 모형찾기 접근은 Widaman(1985)이 제시한 위계모형의 틀을 유지하면서 저자가

약간의 수정을 가하고 각 접근의 선택요건을 제시한 것이다. 물론 이 방식이 모형찾기의 유일한 방식은 결코 아니다. 예로서 구조방정식모형에서 단일모형방식에 의한 모형찾기에서 일반적으로 수정지수나 고정지수를 검토하면서 모형을 찾아가는 방식도 사용할 수가 있다. 그러나 이렇게 단순히 경험적 지표(예: 수정지수)에 따라서만 진행할 경우 우연에 의한 이론화의 가능성이 높아지고 이 때 발생하는 χ^2 값의 차이는 일반적으로 사용되는 중심적(central) χ^2 분포를 따르지 않으므로(Cliff, 1983), 가급적 미리 이론적 고려에 의해서 세워진 분석의 순서를 따르는 것이 바람직하다. 그런 의미에서 Widaman의 위계적 틀은 이론적으로 바람직한 모형찾기 순서를 제시해 준다는 의미가 있다. 즉, 특질모형 중심이나 방법효과 중심은 연구자가 모형찾기를 위해서 사전에 정해 놓은 일련의 이론적 순서중 한 예로 간주하고 사용할 수가 있다.

타당화 접근

여기서는 모형찾기의 결과로 최적의 모형이 선정된 다음, 특질의 수렴/변별 타당도는 물론 방법효과와 존재 및 방법간 변별을 보기 위해 대안모형들과 위계적 검증을 한다. 우선 특질의 타당화에 대해서 알아본다.

수렴타당도: OT모형을 CT모형 또는 IT모형에 비교한다. IT모형은 개별 특질별로 설정되는 IT모형일 수도 있고 전체로서 하나의 일반요인을 설정하는 IT모형일 수도 있다. 이때 개별 특질별로 특질요인의 분산이 0이 아니면 그 특질은 수렴한다고 본다. 또는 특질요인의 분산이 1.0으로 고정되었을 경우 해당

요인계수들이 유의할 때 그 특질이 수렴함을 나타낸다. 이때 각 요인 계수의 제곱은 측정치의 분산 가운데 특질요인이 차지하는 비율을 나타낸다. 개별 특질이 수렴한다해도 모형 전체로서 OT모형과의 비교는 의미있다. Widaman (1985)은 OT모형과 CT모형을 비교할 것을 권하고 있으나, 엄밀히 말하자면 수렴타당도는 각 특질에 대해서 검토되어야 한다. 어떤 특질은 요인으로서 유의한 것이 있고 그렇지 않은 것이 있을 수 있기 때문이다. 따라서 개별 특질별로 수렴타당도를 검토하거나, OT모형을 IT모형에, 또는 적어도 하나의 특질이 수렴한다는 의미에서의 일반요인으로서의 IT모형을 OT모형에 비교함으로써 수렴타당도를 검증할 수 있다.

변별타당도: IT모형과 CT모형을 비교한다. CT모형의 합치도가 유의하게 높고 수렴하는 특질(분산이 0이 아님) 간에 상관이 1.0 보다 작으면 변별 된다고 본다. 여기서 IT모형은 요인 하나의 특질이 모든 측정치에 요인계수를 가지도록 설정해도 되고, CT모형에서 모든 특질요인간 상관을 1.0으로 고정해도 IT모형이 된다.

잠재변수 방식에서는 방법효과와 존재의 논의에서 고정효과 모형과 무선효과 모형을 구분하지 않고 있으나, 저자의 고정효과/무선효과 방식에서는 그것을 구분해서 서술하기로 한다. 우선 방법효과를 보기 위해서도 대안모형들과 위계적 검증을 할 수 있다.

방법효과 존재: 고정효과 모형이면 OM모형을 UM모형 또는 CM모형과 비교한다. 방법요인 모형의 합치도가 유의하게 높고 방법요인의 분산이 0이 아닐때 각 방법은 수렴한다.

그러나 무선효과 모형(CU모형)이면 각 방법내 측정치에서의 고유요인간 상관에서 유의한 양상을 보고서 추론한다. 유의한 것도 있고 아닌 것도 있으므로 하나의 방법내에도 고유요인간 상관은 여러개의 소집단으로 나눌 수가 있고(방법효과가 다차원이 됨), 방법간에도 고유요인간 상관이 유의할 수 있는데(CU'모형이 됨), 어떤 것이든 유의한 경우 방법효과가 존재함을 의미한다. 단, 모든 측정치의 방향이 조정되었을 때, 방법효과를 고유요인간 상관에 대한 공통의 원인으로 해석하기 위해서는 상관의 부호가 양수여야 한다. 음수일 경우 공통의 원인이 아니라 각 측정변수의 개별적인 효과가 고유요인간 음의 방향으로 공변하는 효과를 가지고 있다고 보아야 할 것이다. 즉, 연구자가 측정의 조건으로서 도입한 방법이 아닌 다른 류의 방법효과일 수가 있다.

방법간 변별: 고정효과이면 UM모형과 CM모형을 비교한다. CM모형의 합치도가 유의하게 높고, 방법요인간 상관이 1.0보다 작으면 변별된다고 본다. 무선효과이면(CU모형) 방법간에 고유요인간 상관이 유의하지 않을 때 방법간 변별이 된다고 할 수 있다.

그런데 방법요인간의 수렴과 변별은 특질요인의 수렴과 변별에 비해서 덜 관심의 대상이 되며, 특질효과와 수렴/변별 역시 앞서의 모형 찾기 과정에서 포함되어 검증될 수가 있다.

분석 사례

최근에 행동과학분야의 학회지에 실린 송인섭과 이희현(2000)의 연구에서 MTMM 상관행렬이 제시되었기에 재분석을 하기로 한다. 본

학회지에서는 아직 MTMM 방식에 의한 경험연구가 없어서 부득이 다른 학회지에서의 예를 사용하기로 하였다. 송인섭과 이희현은(앞으로 “연구자들”로 부르기로 함) 8개의 특질(일반자아, 학급자아, 능력자아, 성취자아, 사회자아, 가족자아, 정서자아, 신체자아)을 2개 방법으로(자기평가, 친구에 의한 평가) 측정하였다. 자아개념은 사회심리나 발달심리 분야에서는 이미 이론적 깊이와 폭을 가지고 연구되고 있으나 산업장면에서는 상대적으로 연구의 역사가 짧다. 그러나 조직몰입과 같은 개념은 개인의 자아정체성의 관점에서 연구될 수 있음과 같이, 앞으로 보다 많이 연구될 개념으로 보인다.

“연구자들”은 “3차원 위계적 구조모형을 자아개념의 이론적 구조”로 본다(p.216) 하였고, 이들 개념들이 작동하는 상황을 해석하고자 하는 것은 아니므로 사회문화적 관점은 아닌 것으로 보인다. 오히려 측정방법에 걸쳐 “일관성” 있는 이론구조를 보이고자 하는 것이므로 인지주의 관점이 되고, 측정 방법은 오차로 간주되는 무선효과 모형으로 설계되어야 할 것이다. 그러나 “연구자들”이 측정 방법으로서 자기평가와 친구에 의한 평가를 선택한 것은, 자신과 친구를 고정된 평가자로 보는 관점을 보여주므로 자아개념이 활용되는 중요장면이 인식되고 있는 것이다. 그렇다면 사회문화적 관점으로 볼 수 있고 평가자 효과는 오차가 아닌 해석의 대상이 되므로 분석 또한 2개의 방법요인을 설정하는 고정효과 모형이 된다.

이론적 관점으로 보면 무선효과 모형이지만 측정의 설계는 고정효과 모형으로 되어 있으므로 두 관점이 가져오는 차이를 보이기 위해 두 가지 모형으로 모두 분석하고 그에 따른

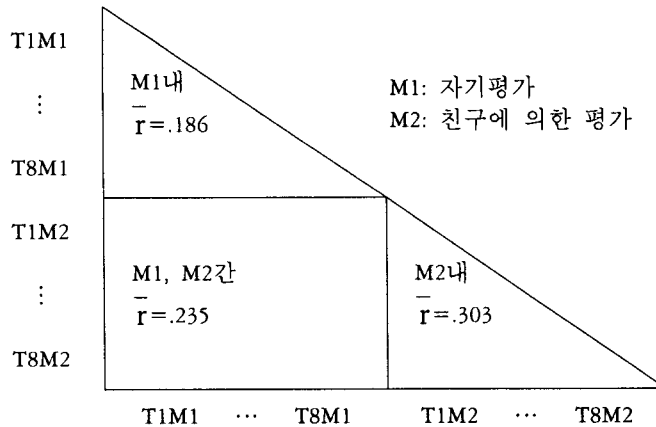


그림 3. 송인섭·이희현(2000)의 MTMM 상관행렬 요약

해석을 제시한다. 그러기 전에 측정변수 방식으로 먼저 분석을 하고서 고정효과/무선효과 방식으로 분석한다. “연구자들”의 논문(p.227, 표 V-4)에 실린 행렬표를 사용해서 분석한다. 대략적인 윤곽은 그림 3과 같다.

측정변수 방식

해석을 위해 Campbell과 Fiske(1959)의 5개 지침을 사용한다. 수렴타당도 계수는 8개의 특질에 대해서 각각 0.59, 0.77, 0.74, 0.52, 0.66, 0.65, 0.64, 0.85로서 평균 0.692였다. 0보다 충분히 크고 타당도 검토를 고무할 정도이다(지침1). 이에 비해 1방법 삼각형내 상관평균은 각각 0.186과 0.303이다(평균 0.245). 2방법의 삼각형내 상관평균은(수렴타당도 제외) 0.235였다. 1방법 삼각형내 평균에서 2방법 삼각형내 평균을 빼면 방법효과는 0.01 밖에 안된다. 방법별로 볼 때 자기평가 방법의 효과는 -0.049이고 친구에 의한 평가 방법의 효과는 0.068이다. 어느 경우든 방법효과는 크지 않다(지침5). Campbell과 Fiske의 다섯 가지 지침 중

지침 4는 계량적으로 표현하기 어려운 부분이므로 여기서는 언급을 생략한다.

변별타당도를 보이기 위해서 가장 중요한 것은 지침 2와 3을 검토하는 것이다. 즉 어떤 특질에 대한 수렴 타당도의 계수가 그 특질과 다른 특질간의 상관계수보다 충분히 큰지를 검토한다. 각 수렴타당도의 특질은 1방법 삼각형내의 다른 7개 특질과 상관이 이루어지고, 이것은 자기평가와 친구에 의한 평가에서 모두 검토된다. 즉, 2개의 1방법 삼각형에 있는 14개의 상관과 비교되어야 한다. 이 과정은 2방법의 사각형내에서 수렴타당도의 특질이 다른 특질과 가지는 상관계수와와 각 7개 비교에도 (수평과 수직으로) 적용된다. 따라서 각 수렴타당도 별로 1방법 삼각형에서 14개, 2방법 사각형에서 14개, 합쳐서 28개의 상관계수와 비교되어야 한다. 의존관계를 지닌 이들 상관계수간의 비교를 주관적 판단으로(예: 송인섭, 이희현 2000) 할 수도 있지만, 의존상관계수간 비교를 위한 Steiger(1980)의 Z검증 방법을 사용해서 검증하는 것이 바람직하다. $\alpha = .05$ 수준에서 이러한 유의도 검증 결과는 표

표 2. 각 특질의 변별타당도 검토 결과 유의하게 변별이 되는 회수

특질 수렴 타당도	1방법 삼각형내 상관과 비교	2방법 사각형내 상관과 비교
일반자아 .59	14/14	14/14
학급자아 .77	14/14	14/14
능력자아 .74	14/14	14/14
성취자아 .52	11/14	12/14
사회자아 .66	14/14	14/14
가족자아 .65	14/14	14/14
정서자아 .64	14/14	14/14
신체자아 .85	14/14	14/14
합계	109 ^a /112 ^b	110 ^a /112 ^b

a. 유의한 것으로 나타난 검증 회수

b. 전체 검증 회수.

2와 같다.

표 2를 보면 각 특질별로 다른 특질과 잘 변별되고 성취자아만이 약간 덜 변별이 되고 있다. 즉, 1방법 삼각형내 상관과 14회 비교 중 3회에서, 2방법 사각형내 상관과 14회 비교 중 2회에서 유의치 않은 결과를 보이고 있다. 이러한 결과는 1방법 삼각형과 2방법 사각형에서 거의 비슷하게 발생하므로 방법효과 때문이기 보다는 성취자아가 다른 특질들에 비해서는 덜 구분되어 지각될 가능성이 있음을 의미한다. 이러한 해석은 측정변수 방식에 의한 해석이므로, 잠재변수 방식(이 글에서는 그 발전형태인 고정효과/무선효과 방식으로 분석예정)에서는 상이한 결과 또는 보다 상세한 결과가 나올 수가 있다.

고정효과/무선효과 방식

우선 앞서 저자가 제시한 방침1과 방침2에 따라 판단을 하고 모형찾기에서 특질의 분석 경로를 취하기로 한다. 모형찾기에서 8개의 특질과 2개의 방법을 설정하는 단일모형 방식으로 출발할 수도 있으나, 이 자료에 대한 원저자(송인섭과 이희현)들이 Widaman의 위계모형으로 출발하였기에 이 연구에서도 그렇게 하기로 한다.

방침1에 준한 판단: 수렴타당도(평균 0.695)가 0보다 유의하게 크고 방법내, 방법간 상관 평균보다 훨씬 크므로 타당도 검토를 고무할 정도가 되며, 적어도 하나 이상의 특질 요인이 수렴할 것으로 본다.

방침2에 준한 판단: 방법내 상관 평균에서 방법간 상관평균을(수렴타당도 제외) 뺀 나머지가 0에 가깝다. 따라서 방법효과는 작고, 고정효과모형이면 방법요인의 수가 2개 보다는 줄어들 가능성이 있고 무선효과 모형이면 방법내 고유요인간 상관 가운데 유의한 경우가 많지는 않을 것이다.

방침3에 준한 판단: 고정효과 모형을 적용하는지 무선효과 모형을 적용하는지에 따라 분석의 경로가 달라진다.

고정효과 모형: 일단 내용요인이 지배적이므로 위계적 분석모형에서 특질모형중심으로 모형찾기를 한다. 영모형이 기각될 경우 8개 특질간 상관을 설정하는 8TOM 모형으로 시작한다. 이 모형의 합치도가 개선될 여지가 있으면 방법요인을 하나씩 설정해가면서 합치도

의 유의한 증가가 있는지 검토한다.

무선효과 모형: 역시 내용요인이 지배적이므로 특질모형 중심으로 모형찾기를 한다. 영모형이 기각될 경우 8개의 특질간 상관을 설정하는 8TOM 모형을 설정한다. 이 모형의 합치도가 개선될 여지가 있으면 방법요인을 설정하지 않고 각 방법내 고유요인간 상관을 설정하는 CU 모형을 도입하여 합치도의 유의한 증가가 있는지 검토한다.

고정효과 모형

분석 결과는 표 3과 같다.

8TOM과 최종모형에 대한 분석에서 보듯이 능력자아와 성취자아는 변별이 안된다. 최종 모형의 모수치는 표 4에 제시되었다. 표 4에서 볼 때 이 두 요인이 측정변수에 대해서 가지는 요인계수는 모두 유의하므로 어느 것이 어느 것에 흡수된다고 보기 어렵고, 당분간 ‘능력/성취 자아’로 명명해야 할 것 같다. 측정변수 방식의 분석에서 성취자아가 다른 특질들과 상대적으로 덜 변별되는 것으로 관찰되었으나 표 4에서 요인간 상관을 보면 단지 능력자아 하고만 변별이 안되고 있다. 측정변수 방식과 잠재변수모형간에 상이한 해석이 나오는 예가 된다. 물론 측정상의 오차를 제거한 잠재변수모형에서의 결과가 더 정확하다. 송인섭과 이희현(2000)에서도 이 두 요인간 상관이 1.033으로 보고(p.231) 되고 있으나 이것은 상관이 1.0을 넘는 부적절해이다. 최종모형에서 볼 때 자기 평가의 방법효과는 유의하지 않다. 그러나 친구에 의한 평가는 어느 정도의 방법효과를 가지고 있다.

그러나 고유요인간 상관의 양상을 보면 친

구에 의한 평가가 하나의 방법요인으로 수렴하지는 않고 그림 4와 같이 분산된 7개의 소요인들로 구성됨을 알 수가 있다(다음 절에서 설명). 그림 4는 일종의 UM 모형이다. 즉 CU 부분이 여러개의 UM으로 나뉜 것이다.

고정효과 모형에서 방법효과는 오차가 아니라 내용요인이 작동하는 환경변수이므로 최종 모형에 있는 고유요인간 상관을 그대로 둘 수 없고 궁극적으로는 그림 4와 같이 방법요인들로 대체 표현함으로써 내용요인들의 평가가 어떤 환경에서 이루어지는지를 해석할 수 있게 해야 할 것이다. 또한 각 측정치에 들어있는 분산 가운데 이러한 방법요인에 의한 부분과 측정오차분산으로 볼 수 있는 부분을 보다 정확하게 구분해 줄 수가 있다. 이러한 목적으로 CU-UM 절차를 8TCU 모형에 적용해 본다.

CU-UM 절차

방법효과의 고정효과 모형에서 추정의 문제를 피하기 위해 방법요인 모형 대신에 CU(CU를 포함) 모형이 사용되어 최종모형에 도달한 경우에 CU의 부분을 UM으로 바꾸어주는 절차이다. 일단 최종모형에 도달하고 나면 모형이 많이 간명해지고 정보가 충분해지므로 CU의 부분을 그림 4와 같은 UM으로 대체표현해 주어도 추정상의 문제가 거의 발생하지 않는다. 특히 요인의 척도제공방식으로서 어느 측정치와의 요인 계수를 1.0으로 주는 것 대신에 요인분산을 1.0으로 고정하는 방식을 쓸 경우 추정상의 문제는 거의 발생하지 않는다(이순목, 강민우 2004). 그림 4와 같은 관계는 하나의 구획(block)을 형성하므로 그림 4를 한꺼번에 사용해서, 최종모형의 8TCU 대신에 8TUM모형을 합치시켜 볼 수도 있으나 구획이

표 3. 고정효과 모형으로서의 분석

모형	모형표시	합치도	중요정보
0모형	1) 특질요인 없음 2) 방법요인 없음	DF=120 $\chi^2=4081.97(p=.00)$	-
8TOM	1) 8개의 상관된 특질 2) 방법요인 없음 3) 요인분산을 1.0으로 고정하여 척도 제공	DF=78, $\chi^2=292.91(p=.00)$ RMSEA=.078, ECVI=1.04 NFI=.93, NNFI=.92 CFI=.95 RMR=.065 GFI=.92, AGFI=.85 전반적으로 좋은 합치도	<ul style="list-style-type: none"> • T1M2와 T2M2의 측정오차 분산에 음수가 나와, 원자료에서 (1-신뢰도)의 값을 측정 오차 분산으로 고정(각각 .4, .5)하고 실행 • 8개 요인은 각각 수렴 • 그러나 r(능력자아, 성취자아)=.93. 이 두 개념을 하나로 합하면 부적절 해가 나오므로 분리해서 유지하기로 함.
8T1M	“자기평가”의 방법요인을 설정		<ul style="list-style-type: none"> • 수렴하지 않아 CU모형으로 대체
8TCU-M1	1) 8개의 상관된 특질 2) ‘자기평가’ 방법내에서 고유요인간 상관 설정 3) 요인분산을 1.0으로 고정	DF=50 $\chi^2=236.48(p=.00)$	<ul style="list-style-type: none"> • 8TOM과 비교 $\Delta df=28, \Delta \chi^2=56.43 (p<.05)$ • r(능력자아, 성취자아)=.94 • 고유요인간 유의한 상관 (t1m1, t5m1), (t2m1, t6m1) (t2m1, t7m1), (t3m1, t5m1) (t3m1, t6m1), (t5m1, t8m1) (t6m1, t8m1) • 음영한 부분만이 양의 상관
8TCU-M1'	8TCU-M1에서 고유요인간 상관 중 유의한 것만 남기고 0으로 고정.	DF=71 $\chi^2=254.78(p=.00)$	<ul style="list-style-type: none"> • 8TOM과 비교 $\Delta df=7, \Delta \chi^2=38.13 (p<.05)$ • 7개의 고유요인간 상관은 합치도를 유의하게 증가시킴(자기평가 방법효과가 유의할 가능성)
8TCU-M2	1) 8개의 상관된 특질 2) ‘친구에 의한 평가’ 방법내에서 고유요인간 상관 설정 3) 요인분산 1.0으로 고정 4) t7m1의 고유분산이 음수로 나와 8TCU-M1' 모형에서 얻은 고유분산 추정치 0.16을 주고 고정	DF=51 $\chi^2=170.41(p=.00)$	<ul style="list-style-type: none"> • 8TOM과 비교 $\Delta df=27, \Delta \chi^2=122.50 (p<.05)$ • r(능력자아, 성취자아)=.97 • 고유요인간 유의한 상관 (t1m2, t2m2), (t1m2, t5m2) (t2m2, t5m2), (t2m2, t3m2) (t2m2, t6m2), (t2m2, t8m2) (t3m2, t5m2), (t3m2, t6m2) (t4m2, t5m2). 모두가 양의 상관
8TCU-M2'	8TCU-M2에서 고유요인간 상관중 유의한 것만 남기고 0으로 고정.	DF=70 $\chi^2=199.41(p=.00)$	<ul style="list-style-type: none"> • 8TOM과 비교 $\Delta df=8, \Delta \chi^2=93.50 (p<.05)$ • ‘친구에 의한 평가’의 방법효과는 유의
8TCU-TOTAL (최종모형)	1) 8개의 상관된 특질 2) 8TCU-M1'과 8TCU-M2'를 통합. 3) 통계적, 내용적으로 유의치 않은 모수는 0으로 고정: ‘자기평가’의 측정치에서 고유요인간 양의 상관은 모두가 유의치 않았음.	DF=72, $\chi^2=207.67(p=.00)$ RMSEA=.07, ECVI=.89 NFI=.95, NNFI=.94 CFI=.97, RMR=.06 GFI=.94, AGFI=.88 전반적으로 좋은 합치도	<ul style="list-style-type: none"> • 8TOM과 비교 $\Delta df=6, \Delta \chi^2=85.24 (p<.05)$ • ‘친구에 의한 평가’만이 유의한 방법효과 • 유의한 고유요인간 상관 (t1m2, t2m2)=.29, (t1m2, t5m2)=.57 (t2m2, t5m2)=.62, (t2m2, t8m2)=.23 (t3m2, t5m2)=.41, (t3m2, t6m2)=.46 (t4m2, t5m2)=.48 • r(능력자아, 성취자아)=.95

주. RMSEA: 개략화 오차평균, ECVI: 교차타당화 지수, NFI: 표준합치도, NNFI: 비표준합치도
CFI: 비교합치도, RMR: 원소간 평균잔차, GFI: 기초합치도, AGFI: 조정합치도.

표 4. 고정효과 모형에서 모수 추정치

측정 변수	요 인 ^a								특질 분산 ^b	방법 분산 ^c	신뢰 도 ^d	측정오차 분산 ^e
	일반	학급	능력	성취	사회	가족	정서	신체				
T1M1	.67								.45	.00	.41	.59
T2M1		.99							.98	.00	.78	.22
T3M1			.79						.63	.00	.63	.37
T4M1				.71					.50	.00	.50	.50
T5M1					.70				.49	.00	.48	.52
T6M1						.83			.68	.00	.70	.30
T7M1							.92		.84	.00	.90	.10
T8M1								.91	.84	.00	.84	.16
T1M2	.78								.61	.19	.80	.20
T2M2		.74							.54	.28	.82	.18
T3M2			.93						.86	.11	.97	.03
T4M2				.72					.52	.07	.59	.41
T5M2					.91				.83	.17	1.00	.00
T6M2						.77			.59	.06	.65	.35
T7M2							.70		.48	.00	.48	.52
T8M2								.92	.85	.10	.95	.05
평균									.67	(.12) ^f	.72	.28
요인간 상관 ^g												
1. 일반자아	1.00											
2. 학습자아	.44	1.00										
3. 능력자아	.44	.23	1.00									
4. 성취자아	.64	.30	.95	1.00								
5. 사회자아	.30	.23	.05	.15	1.00							
6. 가족자아	.40	.18	.25	.49	.47	1.00						
7. 정서자아	.30	.18	.25	.36	.34	.36	1.00					
8. 신체자아	.26	.15	.17	.30	.57	.30	.26	1.00				
	1	2	3	4	5	6	7	8				

주 ^a 요인계수는 표준화된 계수임. |t|값은 2이상 이었음.

^b 특질 분산은 표4의 최종모형에서 각 측정치의 SMC이다. 이것은 측정치의 분산 1.0에서 특질분산이 차지하는 비율임.

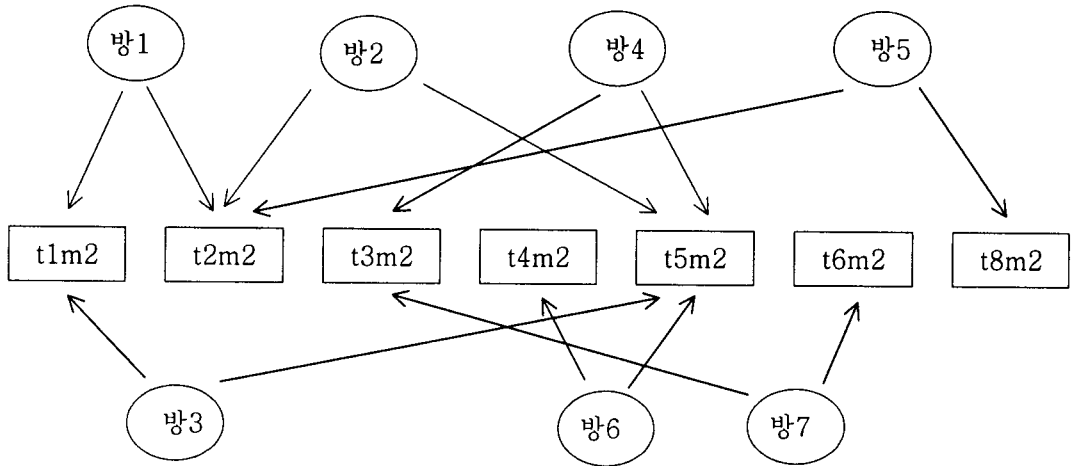
^c 방법분산은 표4의 최종모형에 있는 고유요인간 상관울 기초로 CU'-UM절차에 의해 산출.

^d 신뢰도=특질분산+방법분산.

^e 측정오차분산은 1-신뢰도.

^f '친구에 의한 평가'에서의 평균 방법효과.

^g 능력자아와 사회자아 사이의 상관만이 유의치 않음.



(측정오차 표시 생략)

그림 4. 표3의 최종모형에서 구한 고유요인간 상관에 대한 대체표현

클 때는 동그라미로 표현되는 소요인 별로 하나씩 8TCU에서 대체표현을 하는 것이 바람직하다. 즉, 8TCU에서 하나의 소요인만이 대체되고 나머지의 CU부분은 그대로 놔둔 상태로 추정을 하는 것이다. 이 소요인들은 서로간에 또는 8TCU내의 어떤 특질과도 상관이 없으므로, 이들이 측정치에 기여하는 방법분산은 서로 독립적이 된다. 즉, 8TCU모형에서 이미 제시된 각 측정치의 다중상관제곱(R^2 또는 SMC)은 특질분산이고, CU부분 대신에 그림 4에서의 소요인들로 차례로 대체해 주므로서 각 측정변수에서 증가되는 R^2 증분은 방법분산이다.

그림 4의 대체표현에서 방1, 방2, 방3으로 연결되는 관계는 t1m2, t2m2, 그리고 t5m2의 고유요인간에 순환적(circle)으로 연결되는 모양에 기초한다. “순환적 연결”이란 세 측정치의 고유요인간에 포화관계 즉, 모든 가능한 짝이 고유요인상관으로 연결되어 있음을 의미한다. 이런 경우에는 세 개의 소요인 대신에 그림 5와 같이 하나의 소요인에 의해서 대체표현하는 것이 바람직하다.

그림 5에 있는 요인계수 a, b, c의 곱은 표 3의 최종모형에 있는 고유요인간 상관에 선형적 관계를 가진다. 즉, ab는 고유요인상관(t1m2, t2m2)를, bc는 고유요인상관(t2m2, t5m2)를, ac는 고유요인상관(t1m2, t5m2)에 선형적 관계를 가진다. 그림5를 그림4에서 해당부분에 대입하면 전체적으로 5개의 소요인이 되며, CU-UM절차를 따라서 이들을 하나씩 방법요인으로 설정하고 나머지 고유요인간 상관을 그대로 유지하면서 관련 측정치들의 R^2 증분을 관찰하면 방법분산을 구하게 된다. 예로서 그림 5의 소요인을 방법요인으로 설정할 경우

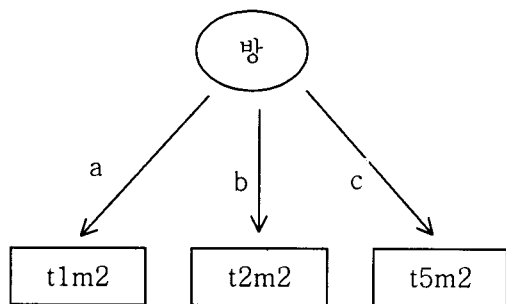


그림 5. 그림 4의 방 1, 방 2, 방 3에 대한 대표현

관련 측정치에서 증가되는 R^2 는 다음과 같다. $t1m2$ 에서 .19, $t2m2$ 에서 .17, $t5m2$ 에서 .17.

이 때 각 소요인모형이 통계적으로 식별(identification)되는 것이 중요한데, 그러기 위해서 소요인은 세 개 이상의 측정치를 가져야 한다. 이 연구에서는 그림5의 소요인모형만이 식별이 된다. 그림4에 있는 방4~방7까지의 소요인들에 대한 모형은 각각 측정치가 2개이므로 식별되지 않으며, 추정을 위해서 부득이 두 요인계수(factor loading)에 동일화 제약을 주어 추정될 자유모수의 수효를 감소시켜 주어야 한다. 또한 CU^*UM 절차를 따라서 추정되는 것은 소요인모형에 대한 부분이고, 모형의 나머지 부분은 표 4의 최종모형이 된다.

그런데 이 최종모형은 이미 모든 모수치가 추정되어 있고 새로이 도입된 방법요인과 상관성이 없다. 따라서 방법요인의 도입으로 인하여 R^2 가 증가될 측정치에 대한 모수(예: 요인계수, 측정오차 분산) 이외의 나머지 모든 모수에는 이미 추정된 값(대체로 표3에 제시되어 있음)을 주고 고정모수로 취급하는 것이 추정상 문제를 감소시킨다. 또한 그림 4에서 복수의 화살표를 받는 측정치들은(예: $t5m2$) 여러개 소요인들이 각각 차례로 설정될 때마다 발생하는 R^2 증분을 모두 더해서 이 측정치에 들어있는 방법분산으로 산출하면 된다. 이렇게 해서 얻은 방법분산이 표5에 제시되어 있다.

고정효과모형에 대한 해석

자기평가와 친구에 의한 평가를 2가지의 고정된 방법으로 간주하고 실시한 고정효과모형의 MTMM 분석결과를 통해서 보면, 일반자아, 학급자아, 능력자아, 성취자아, 사회자아, 가족자아, 정서자아 및 신체자아의 8가지 자아개

념들이 전체적으로 수렴타당도를 갖는다고 해석할 수 있다. 그러나 일련의 모형찾기 과정에서 발견되었듯이, 능력자아개념과 성취자아개념간의 특질요인간 상관성이 과도하게 높게 나타남으로써 이 두 자아개념간 변별타당도의 근거는 확립하지 못 하였다.

다음으로 방법효과와 관련하여서는, 자기평가와 친구에 의한 평가가 고정된 방법으로 사용되었을 때, 친구에 의한 평가만이 유의하였다. 이것은 피평가자들의 자신에 대한 생각에는 특별히 자신을 어떻게 달리 보이고자 하는 의도가 없었고, 친구들이 피평가자들을 보는 관점만이 일정하게 측정치에 영향을 미쳤음을 의미한다. 따라서 ‘친구를 평가자로 사용함’은 측정 대상자들을 구분하는 틀로서 측정대상자들의 자아점수와는 다른 개념, 즉 측정의 환경 또는 조건변수이다. 그렇다면 16개 측정치 중 처음 8개는 피평가자들이 자기평가지 자신에 대해서 가지고 있는 자아의 수준이고, 나머지 8개는 피평가자들의 자아수준과 친구라는 입장에서의 방법점수가(예: 가까운 정도, 사귀 정도, 잘 안다고 할 수 있는 정도 등) 혼합된 점수이다. 따라서 피평가자의 자아점수 산출시에 각 자아에 대한 두개의 측정치를 그냥 더하거나 평균할 것이 아니라, 두 번째 측정치에서는 ‘친구에 의한 평가’가 가지는 방법점수를 제외해야 할 것이다. 동일한 자아개념(trait)에 대해서 첫 번째 측정치(예: T1M1)에는 자아점수와 측정의 오차가 있고, 두 번째 측정치(예: T1M2)에는 그 외에 방법점수가 더 들어있기 때문이다.

무선효과 모형

우선 분석결과를 보기로 한다. 무선효과모

형이면서, 내용요인이 지배적이므로 8T모형을 설정한다. 처음에는 방법효과가 없는 모형(8TOCU모형: 고유요인간 상관이 모두 0)을 검토한다. 다음은 합치도 향상을 위해서 각 측정방법내 고유요인간 상관(CU)을 도입하는 것인데 자기평가에 대한 모형은 8TCU-M1이 되고 타인평가에 대한 모형은 8TCU-M2가 된다. 그런데 표 3의 고정효과모형 분석이 이미 추정된 편리상 CU모형으로 분석되었기에 그 결과인 표 3은 곧 무선효과모형의 분석결과가 된다. 단지 CU-UM절차가 필요없을 뿐이다. 별도의 분석이 필요없고 해석만이 달리 제공되어야 할 것이다. 굳이 무선효과모형으로서의 모형찾기 순서를 제시하자면 아래와 같다.

- 0모형
- 8TOCU모형(표 3의 8TOM과 동일)
- 8TCU-M1모형
- 8TCU-M1'모형
- 8TCU-M2모형
- 8TCU-M2'모형
- 8TCU-TOTAL모형(최종모형)
7개 고유요인간 상관이 유의
(t1m2, t2m2), (t1m2, t5m2)
(t2m2, t5m2), (t2m2, t8m2)
(t3m2, t5m2), (t3m2, t6m2)
(t4m2, t5m2)

최종모형의 모수추정치는 이미 표 4에 제시되어 있다. 즉, 요인계수, 특질분산, 요인간 상관이 모두 동일하다. 방법분산은 원래의 CU모형에서 고유요인간 상관으로 유지되므로, 무선효과모형에서는 특질분산이 곧 신뢰도가 되며, 각 측정치의 측정오차분산(고유분산)은 “1-특질분산”이 된다.

지금 이 경우는 고정효과모형에 대한 분석과정과 거의 동일하게 되었다. 그러나 이러한

경우가 항상 있는 것은 아니다. 고정효과모형에 따른 분석에서 명시적인 방법요인을 설정한 형태로서의 모형찾기가 잘 진행된다면 CU모형을 택하지 않게 된다. 또 CU모형은 UM모형의 대체표현으로서, 정의상 방법요인간 상관을 표현하지 못하는 단점이 있다. 또한 방법요인모형을 사용할 때가 모형의 설명에 훨씬 편리한 점도 있다. 따라서 많은 MTMM 자료 분석에서 고정효과모형을 염두에 둔 연구자들은 일단 CTCM모형을 설정해서 자료에 합치시켜 보고 그 결과에 따라 모형찾기를 하게 될 것이다.

무선효과모형에 대한 해석

모든 방법효과가 측정오차의 부분에 들어 있는 것으로 표현되는 무선효과 모형에서는 (이순목, 강민우, 2004), 자기평가와 친구에 의한 평가가 자아개념에 대한 매 측정시마다 반복적으로 사용되는 것이 아니라, 당해 연구를 위해 임의로 추출된 평가방법의 일종이라고 가정한다. 따라서 주된 관심의 대상은 8가지 자아개념 구조의 수렴/변별이 얼마나 일반화될 수 있는가에 있다. 분석결과를 통해서 보면, 이러한 자아개념들이 수렴타당도를 갖는다고 할 수 있으나, 고정효과 모형에 대한 분석에서와 마찬가지로 능력자아개념과 성취자아개념 간에는 변별타당도가 입증되지 못하였다. 그러나 고유요인의 분산 및 고유요인간 상관의 양상을 볼 때 측정에 대한 편파(bias)요인으로서 자기평가의 효과는 무시할 수 있는 정도이고 타인평가의 효과는 아주 크게 나타나지는 않고 있어서, 자아개념들의 구성개념 타당도가 많은 평가상황에 일반화될 수 있는 하나의 증거가 된다. 물론 ‘많은 평가상황’이라고 하기에는 겨우 2가지 밖에 없다는 결합

은 있다.

논 의

구성개념타당도의 확립을 위한 중요 방략으로서의 '다특질다방법(MTMM)' 접근이 Campbell과 Fiske(1959)에 의하여 제안된 이래, 그 내재된 한계와 문제점의 도출 및 이에 대한 극복 과정이 끊임없이 이어졌고, 오늘날 확인적 요인분석을 이용한 잠재변수 모형이 이러한 MTMM 자료의 분석에 중심적인 방식으로 자리잡아가고 있다.

본 논문에서는 MTMM 접근의 잠재변수 모형을 진일보시킨 고정효과/무선효과 방식의 틀에서 CTCM 모형을 위시한 일련의 내재된 모형들(nested models)간 비교를 통하여 수렴 및 변별타당도와 방법효과와 검증절차를 소개하였고, 또한, 추정상의 문제해결을 위해 제안된 CU 모형에 대해서도 살펴보았다. 저자가 제시한 세가지 분석방침에 따라 상이한 경로의 모형찾기과정이 진행될 수 있음을 밝혔으며, 실제 분석의 사례로서 송인섭과 이희현(2000)의 MTMM 자료를 측정방법의 고정효과 모형과 무선효과 모형으로 나누어 재분석해보고, 그 해석을 제시하였다. 연구자로서 이 두 모형중 어느 것인가를 선택할 때, 방법론적 관점뿐 아니라 그 주제분야의 학문공동체에서 지지되는 모형을 선택하는 질적 접근도 필요할 것이다. 경우에 따라서는 선택을 유보하고 두 모형을 모두 병행하여 이론개발의 방향을 잡아갈 수도 있을 것이다.

이 과정에서 고정효과 모형의 분석에 이용된 CU-UM 절차는, 연구자에 의해 의도적으로 선택된 방법이 사용되는 측정상황에서, 특질

분산 외에 관심의 대상이 될 수 있는 방법분산의 양을 명세함으로써 개별 측정변수가 갖는 성질을 보다 정확히 파악할 수 있게 해주는 큰 장점을 갖고 있다.

실제 연구설계에서 측정방법의 고정효과 모형 또는 무선효과 모형의 판단은 매우 중요하다. 예를 들어, 이순목과 강민우(2004)는 소검사(testlet)로 이루어진 검사들을 현실충실도에 따라 분류했을 때, 상황의 고충실도로 갈수록 상황효과는 고정효과 모형이 되고 저충실도로 갈수록 무선효과 모형이 되기 쉽다고 주장하고 있다. 그들의 연구에서 "상황"은 측정시의 "방법"으로 이해될 수 있다. 그런데 고충실도의 측정방법에서도 인지주의적 관점에서 내용 모형의 일반화를 하고자 하면 무선효과모형이 될 것이고, 저충실도의 측정방법에서도 사회문화적 관점에서 상대론적 모형을 타당화하자면 고정효과모형이 될 것이다.

본 연구에서 재분석한 송인섭과 이희현(2000)의 모형을 상대론적 모형으로 타당화하고자 한다면 '친구에 의한 평가' 이외에도 '부모에 의한 평가', '교사에 의한 평가'를 추가하여 고정효과모형으로 접근해야 할 것이다. 그 결과로 학생의 자아수준외에도, 자아개념이 측정의 조건별로(친구/부모/교사) 어떻게 달리 인식되는지의 해석이 가능할 것이다. 이때의 측정치는 학생에 대한 자아수준 측정치 이외에 평가자라는 조건의 수준(예: 친숙도, 평가준비도, 동기화수준 등)이 복합된 것이고 이런 방법효과를 오차로 보지 않고, 내용요인이 작동하는 조건으로서의 환경변수로 해석해 준다는 장점이 있다.

그러나 인지주의적 관점에서 자아개념들의 일반화를 하고자 한다면 보다 다양한 평가자들을 랜덤하게 뽑아서 측정을 하고 무선효과

모형으로 접근하여야 할 것이다. 이 때 모형 설정에서 모든 가능한 방법효과는 측정오차부분에 표시하므로써 ‘어떤 평가자를 사용해도’ 그 모형이 일반화된다는 해석을 할 수가 있을 것이다. 이러한 모형선택의 이유는 산업장면에서 많은 상황검사들에 대해서도 동일하게 적용될 것이다.

한편 연구자가 설정한 방법효과 외에 또 다른 제3의 요인들이 각각 고정효과 또는 무선평과를 가지면서, 각 측정변수들에서 차지하는 방법효과에 편입될 수가 있는데, 이 경우 일반화가능도이론(Generalizability Theory)에서와 같이 방법효과를 각각의 측정 국면(facets)으로 세분하여 그 영향을 분석해 볼 수도 있을 것이다. 그러나 일반화가능도이론은 고전진점수이론의 연장으로서 하나의 진점수차원이 가정된다는데서 다차원의 이론변수가 설정되는 확인적 요인분석 모형에 비해 제한점이 있다. 문항반응이론의 경우도 다차원적인 이론이 있기는 하나 실용적으로는 1차원 모형이 사용되고 있다. 1차원 모형이 성립될 경우 방법효과를 명시적으로 설정해서 측정하는 방식이 있기는 하나, 이 연구에서와 같이 다차원이면서 방법효과를 측정하는 방식은 아직 제시되지 않고 있다.

끝으로 MTMM 방식으로 타당화를 하는 접근은 그 절차의 복잡함과 비용때문에 아직은 응용연구에서 많이 사용되고 있지 않으나 본 논문에서와 같이 새롭고, 보다 보완적인 시도들을 통하여 기존의 연구결과들에서 제기된 물음들에 점진적으로 답을 제시해 나간다면, 행동과학 및 사회과학에서의 많은 구성개념들을 타당화하는데 있어서의 표준적인 방법론으로서 자리잡을 수 있을 것이다.

참고문헌

- 송인섭, 이희현. (2000). 자아개념검사의 중다 특성 중다방법 연구. *교육평가연구*, 13(1), 213-237.
- 이순목 (1990). 공변량구조분석. 서울: 성원사.
- 이순목 (2004). 상황역량 측정에서 상황에 대한 두 관점: 측정오차인가 해석되어야 할 환경요인인가? *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 17(2), 243-263.
- 이순목, 강민우. (2004). 소검사(testlet)로 구성된 검사에서의 요인구조와 신뢰도. *한국심리학회지: 일반*, 23(1), 51-76.
- Campbell, D. T. & Fiske, D. W. (1959). Convergent and Discriminant Validation by Multitrait-Multimethod Matrix. *Psychological Bulletin*, 56, 81-105.
- Cliff, N. (1983). Some cautions concerning the application of causal modeling methods. *Multivariate Behavioral Research*, 18, 115-126.
- Conway, J. M. (1998). Estimation and uses of the proportion of method variance for multitrait-multimethod data. *Organizational Research Methods*, 1, 209-222.
- Cudeck, R. (1989). Analysis of correlation matrices using covariance structure models. *Psychological Bulletin*, 105, 317-327.
- Gipps, C. (1999). Socio-cultural aspects of assessment. *Review of Research in Education*, 24, 355-392.
- Joreskog, K. G. (1974). Analysing Psychological Data by Structural Analysis of Covariance Matrices. In R. C. Atkinson, D. H. Krantz, R. D. Luce, & P. Suppes(Eds.)

- Contemporary Developments in Mathematical Psychology*(Vol. 2, pp.1-56).
- Kenny, D. A. (1979). *Correlation and Causality*. New York: Wiley.
- Kenny, D. A. & Kashy, D. A. (1992). Analysis of the Multitrait-Multimethod Matrix by Confirmatory Factor Analysis. *Psychological Bulletin*, 112, 165-172.
- Lievens, F. & Conway, J. M. (2001). Dimension and Exercise Variance in Assessment Center Scores: A large-scale evaluation of multitrait-multimethod studies. *Journal of Applied Psychology*, 86, 1202-1222.
- MacCallum, R. C. (1986). Specification searches in covariance structure modeling. *Psychological Bulletin*, 100, 107-120.
- Marsh, H. W. (1989). Confirmatory Factor Analysis of Multitrait-Multimethod Data: Many Problems & A Few Solutions. *Applied Psychological Measurement*, 13, 335-361.
- Marsh, H. W. & Baily, M. (1991). Confirmatory factor analyses of multitrait-multimethod data: comparison of the behavior of alternative models. *Applied Psychological Measurement*, 15, 47-70.
- Marsh, H. W., Byrne, B. M., & Craven, R. (1992). Overcoming Problems in Confirmatory Factor Analyses of MTMM data: The corelated uniqueness model and factorial invariance. *Multivariate Behavioral Research*, 27, 489-507.
- Scherpenzeel, A. C. & Saris, W. E. (1997). The validity and reliability of survey questions: A meta-analysis of MTMM studies. *Sociological Methods & Research*, 25(3), 341-383.
- Steiger, J. H. (1980). Tests for comparing elements of a correlation matrix. *Psychological Bulletin*, 87, 245-251.
- Sutherland, G. (1996). Assessment: Some historical perspectives. In H. Goldstein & T. Lewis(Eds.), *Assessment: Problems, developments and statistical issues*. Chichester, England: Wiley.
- Wertsch, J. V., Minick, N. & Arns, F. J. (1984). The Creation of Context in Joint Problem-Solving. In B. Rogoff & J. Lave(Eds.) *Everyday Cognition: Its development in social context*. Cambridge, MA: Harvard Univ. Press.
- Widaman, K. F. (1985). Hierarchically nested covariance structure models for multitrait-multimethod data. *Applied Psychological Measurement*, 9, 1-26.

1 차 원고접수 : 2005. 8. 29
 2 차 원고접수 : 2005. 11. 2
 최종 게재결정 : 2005. 11. 8

Analysis of the Multitrait-Multimethod Data: A Critical Review

Soonmook Lee	Chang-Young Youn	Youngrock Kim
Sungkyunkwan University	Daegu University	WITHUS HR Consulting

Since Campbell and Fiske(1959) proposed the multitrait-multimethod approach as an effective strategy for construct validation, the latent variable model using confirmatory factor analysis has become the choice in analyzing multitrait-multimethod data in recent years. In the present study, we introduce the fixed effect model and the random effect model as an advanced version of the latent variable model and show that interpretations of analysis results can be differentiated depending on whether the measurement method is designed to have a fixed effect or random effect. Furthermore, it is shown that an application of the CU'-UM process in analyzing the fixed effect model allows researchers to obtain the information of individual measures more specifically.

key words : validation, construct validation, MTMM, fixed effect, random effect