

상황판단검사에서 시나리오 효과를 통제 한 탐색적 요인분석

남 궁 준 재 이 순 목[†] 김 효 선

성균관대학교 사회과학대학

이 글에서는 상황판단의 방식으로 제작된 검사 자료에서 탐색적 요인분석을 실시하는 방식을 제시하였다. 상황판단 방식은 심리학에서 80여년의 역사를 가진 검사제작 방식이고, 산업 및 조직 장면에서 지난 20여 년 동안에 선발용 검사로 정착되었지만 아직은 구성개념을 추정하는데 많은 어려움을 극복하지 못한 상태이다. 그것은 상황판단검사에서 문항점수에 문항에 대한 반응 뿐 아니라 시나리오 효과가 함께 포함되어 있고, 내용적인 구조를 탐색하는 단계에서 시나리오 효과를 제거하고자 요인분석을 하는 것에 매우 큰 어려움이 있었기 때문이다. 본 연구에서는 시나리오 효과를 제거하기 위하여 시나리오 내 문항들에서 측정오차 간 상관의 추정을 허용하는 탐색적 요인분석을 하였다. 즉, 시나리오 내 측정오차 간 상관을 추정하는 것과 나머지 부분에 대한 탐색적 요인분석을 하는 것을 동시에 수행함으로써, 분석 과정이 어느 한 쪽으로 편향되지 않는 방식인 탐색적 구조방정식 모형을 사용하였다. 그 결과로 시나리오 효과가 통제된 상태에서 요인이 탐색되어 앞으로 상황판단검사의 구성개념 타당화에 새로운 가능성을 제시하였다.

주제어 : 상황판단검사, 탐색적 요인분석, 방법효과, 시나리오 효과, 탐색적 구조방정식 모형

[†] 교신저자 : 이순목, 성균관대학교 사회과학대학 심리학과/인재개발학과, 02-760-0492, smllyhl@chol.com

이 연구에서는 상황판단검사(Situational Judgment Test)의 형식으로 제작된 검사에서 상황의 맥락으로 인한 시나리오 효과를 통제하는 상태에서 탐색적 요인분석을 실시함으로써 요인을 추정하였다. 이것은 그 동안 어려웠던 상황판단검사의 구성개념을 파악하는데 진일보한 방법이 된다. 상황판단검사 방식은 기업 장면에서 지난 20여 년 동안에 선발용으로 사용되고 있고(McDaniel, Hartman, & Grubb, 2003; Motowidlo, Dunnette, & Carter, 1990), 교육장면에서는 복합능력을 측정할 목적으로 큰 지문과 함께 문항들이 제시되는 방식이다(Lee, Brennan, & Frisbie, 2000). 그러나 그 사용빈도가 늘어감에 따라 여러 가지 문제가 제기되었다. 즉, 준거타당도간에 차이를 보임, 구성개념에 대한 논쟁, 지시문에 따라 측정되는 구성개념이 달라짐, 그리고 채점방식에 따라 타당도와 신뢰도가 달라짐 등의 문제가 있다(강민우, 윤창영, 이순묵, 2005; 이상철, 이순묵, 조영일, 2003). 본 연구는 그 문제들 가운데 구성개념 관련하여 명확히 해줄 수 있는 분석 방법으로서 탐색적 구조방정식 모형의 논리와 절차를 제시하였다.

이론적 배경

상황판단검사의 역사와 형태

역사적으로는 Moss(1926)의 사회적 지능검사를 최초의 상황판단검사로 본다. 그 후 군대 상황, 일상적 상황, 비즈니스 상황, 리더십/관리자 상황, 작업자 상황 등 다양한 상황에서의 판단을 측정하는 상황판단검사가 개발되었다(이상철 등, 2003 참조). 상황판단검사는

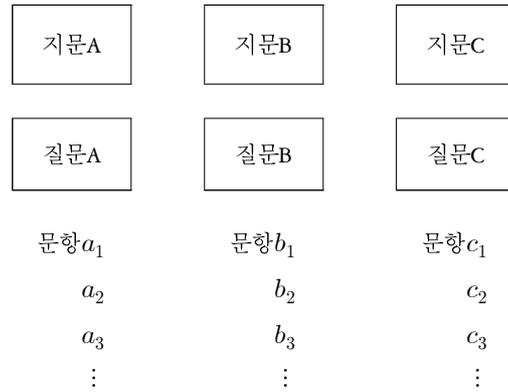


그림 1. 상황판단검사의 형태

그림 1과 같이 하나의 검사 내에 작은 검사로 볼 수 있는 문항집단이 하나 이상 있는 형식이다.

그림 1에는 3개의 작은 검사가 들어있고 각 소검사별로 지문, 질문(지시문), 그리고 문항이 포함되었다. 지문과 질문이 분리되지 않고 통합되어 있는 경우도 많이 있다. 여기서 지문은 상황을 조작하기 위한 문항이나 문단으로 단일문장으로 된 경우도 있고 아주 긴 문단이 되는 경우도 있다. 긴 문단일수록 상황이 주는 맥락효과가 클 것으로 기대된다. 1990년대 이후로 산업장면에 도입된 상황판단검사에서는, 하나의 문단으로 된 지문을 사용하는 예가 많아졌고, 문단을 통상 시나리오로 부르고 있다. 질문(지시문)은 지식형과 행동성향형으로 나뉜다(McDaniel et al., 2003). 전자는 주어진 상황에서 최적의 대안이 다음 문항 중 어느 것인가 하는 것이고, 후자는 주어진 상황에서 본인이 가장 잘 할 것 같은 행동이 무엇인가 하는 것이다. 문항은 일종의 행동대안으로서 서너 개에서 열 개를 넘는 경우까지 있다.

상황판단검사의 문제

상황판단검사의 문제는 크게 네 가지로 요약될 수 있다. 첫째로 준거 타당도간에 차이, 둘째로 구성개념에 대한 논쟁, 셋째로 지시문에 따라 측정되는 구성개념이 달라짐, 그리고 마지막으로 채점방식에 따라 타당도와 신뢰도가 달라지는 것이다. 그림 1의 상황판단검사 형태로 볼 때 지문이 가지는 맥락효과가 많은 문제의 원인이 된다. 각각의 소검사에서 해당 지문이 가지는 맥락이 응답자의 반응에 효과를 미칠 수가 있기 때문이다. 이것을 무시하고, 전체 문항이 모두 독립적인 것으로 간주하면 분석은 간단하지만 해석이 어려워진다. 소검사마다 맥락이 서로 다를 수가 있고, 문항점수에 미치는 맥락효과와 강도가 상이할 수 있기 때문이다. 따라서 그러한 맥락효과와 존재 및 상이한 정도를 무시하고 그냥 문항들 전체로서 요인분석을 하는 통합요인분석(joint factor analysis)에 대해서 강한 거부감이 있었고, 그 동안 상황판단검사 자료에서 요인구조를 탐색할 수가 없었다. 그러다보니 총점만으로 타당화 작업이 실시되었으나, 맥락효과가 포함된 상태의 총점으로 준거와 관계를 보고자 할 때 맥락이 다르면 구성개념도 영향을 받으므로 타당도간에 차이가 있다는 비평이 제기되었다(Weekley & Jones, 1999).

상황판단검사의 구성개념에 대한 논쟁은 구성개념에 대한 3가지 주장으로 압축될 수 있다. 첫째는 영역내 기초실무지식(basic practical knowledge)이라는 Sternberg와 동료들의(Sternberg, Conway, Ketron, & Bernstein, 1981; Wagner & Sternberg, 1993) 주장, 둘째는 일반정신능력(Chan & Schmitt, 1997), 작업경험(Weekley & Jones, 1997), 직무지식(Hunter, 1983), 성격

(Mullins & Schmitt, 1998; Smith & McDaniel, 1998) 등과 관련이 있는 다차원적 구성개념이라는 주장, 끝으로 구성개념을 이야기할 수는 없고 단지 측정의 기법이라는 주장(McDaniel, Morgeson, Finnegan, & Campion, 2001; Weekley & Jones, 1999)으로 나누어 볼 수 있다. 그런데 이들 세 가지 주장은 모두가 구성개념 파악을 위한 간접적인 연구에 그 원인이 있다. 즉, 자료 내 맥락효과를 통제된 상태에서 구성개념을 직접 추정하여 다른 변수들과의 관계를 본 것이 아니라, 맥락효과가 포함된 총점만을 가지고 많은 다른 변수들과의 관계를 검토한 결과로 빚어진 논쟁이다.

구성개념에 대한 논쟁을 더욱 복잡하게 한 것은 지문 다음에 오는 질문(지시문)의 성격에 따라 구성개념이 달라진다는 연구와 채점방식에 따라 타당도와 신뢰도가 달라진다는 연구이다. 지시문의 효과에 대하여 McDaniel 등(2003)은 다음의 발견을 하였다. 즉, 행동대안의 적절성에 있어서 최선인 것과 최악인 것을 묻는 지식형 지시문에 따른 결과일수록 인지 능력과의 상관이 높고 응답자가 “가장 할 것 같은 혹은 하지 않을 것 같은” 대안을 묻는 행동성향 지시문에 따른 결과일수록 성격개념과의 관련이 높다는 것이다. 그러나 이 주장 역시 상황판단검사에서 내용요인을 도출하여 인지능력이나 성격과의 관계를 본 것에 기초한 것은 아니다. 단지 총점에 기반 한 간접적 검토에 기반 한 것이다. 내용요인이 실제로 인지능력인지 성격인지 또는 다른 개념인지를 모르는 가운데, 총점이 그들 변수와 가지는 관계에 의해서만 추론한 것이다.

채점방식은 크게 시나리오 방식과 반응대안 방식으로 나뉜다(강민우 등, 2005, 표 2 참조). 산업 및 조직 장면에서 많이 사용되는 방식인

시나리오 방식은 소검사 하나가 채점의 단위가 된다. 반면에 최근에는 시나리오 아래의 개별문항들을 채점의 단위로 하는 반응대안방식이 도입되고 있다(예: McDaniel, Yost, Ludwick, & Hartman, 2004; Wagner & Sternberg, 1985). 상황판단검사는 상황에 따라 정답이 다르므로 일반적인 인지능력검사처럼 객관적 정답이 있지 않고, 검사를 사용하는 영역에 따라 주제 전문가들의 합의된 응답이 정답(“경험적 정답”이라고 함)으로 사용된다. 시나리오 채점 방식에서는 해당 시나리오 상황에서 최적/최악인 대안 또는 가장 할 것 같은/하지 않을 것 같은 대안을 주제 전문가들에 의한 경험적 정답으로 하고, 반응대안 채점방식에서는 주제 전문가들이 합의한 반응선지(예: 1, 2, 3, 4, 5 등)나 평균(분산이 충분히 작을 경우)을 경험적 정답으로 하여 응답자의 반응을 채점한다. 즉, 응답자의 반응이 경험적 정답에 가까울수록 높은 점수를, 멀수록 낮은 점수를 주는 것이 기본적 채점방식이다. 시나리오 방식과 반응대안 방식에 각각 다양한 세부적 채점방식들이 있어서(강민우 등, 2005 참조), 신뢰도와 타당도에 영향을 준다.

그런데 이상의 네 가지 문제 가운데 처음 세 가지는 모두가 상황판단검사 자료에서 구성개념을 파악하기 어려운 것이 큰 이유가 된다. 마지막 문제는 구성개념을 파악하기 어렵게 만드는 원인 중 하나에 대한 것이다. 즉, 채점방식이 반응대안방식이 아니고 시나리오 방식이기 때문에 구성개념의 파악에 어려움이 크다. 채점방식으로서 시나리오 방식을 택하면 문항들에 포함된 구성개념의 요소들이 보다 정교하게 분석되지 못하고 시나리오의 맥락과 통합되어 구성개념의 오염을 가져온다. 이렇게 구성된 총점을 가지고 다른 변수와의

관계를 볼 경우 맥락의 종류 및 포함 정도에 따라 준거타당도에 차이를 보일 수가 있을 것이다. 또한 개별 구성개념을 나타내는 척도점수가 아닌 총점을 가지고 다른 변수와 관계를 검토하기 때문에 측정되는 개념이 영역 내 실무지식, 인지능력, 성격, 경험 등 여러 가지 구성개념 중 어느 것과 높은 관계를 가지는지 직접적으로 검증할 수가 없으므로 보다 정교한 판단을 내릴 수가 없는 실정이다. 또한 McDaniel 등(2003)이 주장하는 지식형 지시문과 행동성향형 지시문이 과연 각각 인지능력과 성격개념을 측정하는지 여부를 파악하기 어려운 것도 시나리오 채점이라는 맥락에서 이유를 찾을 수 있다.

그러나 시나리오 방식의 채점에서 반응대안 방식으로 바꾼다고 해서 모든 문제가 해결되는 것은 아니다. 궁극적으로는 각 문항점수에서 시나리오 효과를 통제하고서 탐색적 요인분석을 할 수 있어야 구성개념에 대한 직접적 접근이 가능하고 상이한 준거타당도와 구성개념에 대한 논쟁에 보다 분명한 판단을 제시할 수가 있다. 나아가서 지식형 지시문과 행동성향 지시문이 과연 시나리오 효과를 통제하고서도 인지능력 또는 성격과의 높은 관계를 보이는지 입증할 수가 있다. 따라서 상황판단검사의 네 가지 문제는 시나리오 효과를 통제하는 요인분석의 방법이 사용됨으로써 많은 해결이 될 수 있는 것이기에, 이 연구에서는 반응대안방식으로 채점한 자료에 시나리오 효과를 통제한 탐색적 요인분석의 논리, 절차, 효과를 제시하였다. 상황판단검사 자료에서 아직은 경험 자료에 근거한 요인구조를 탐색조차 해보지 못하였기에 확인적 요인분석을 할 수 있는 시점이 아니다.

상황판단검사에 대한 탐색적 요인분석의 초기 연구

그 동안 상황판단형 검사자료에서 시나리오 효과를 통제된 탐색적 요인분석에 사용가능한 방법이 제시된 적은 있으나 널리 알려지지지는 못하였다. Browne(1979, 1980) 그리고 Browne과 Tateneni(1997)의 방식이 그것인데, 과연 상황판단검사 자료에 대한 요인구조 탐색에 적절한 것인지 검토가 필요하다. Browne과 동료의 방식은 다수의 검사집(battery)을 사용해서 수집한 큰 자료에서 각 검사집의 방법효과를 제거하고서 나머지 부분에 대하여 탐색적 요인분석을 하는 것이다. 그런데 이들의 다중검사집 요인분석(multiple battery factor analysis)에서 하나의 검사집은 하나의 맥락 안에서 실시되는 검사로 되어 있으므로 실제로는 검사집이 아닌 “검사”이고, “다중검사집”은 다중검사 또는 복수의 소검사로 보는 것이 적절하다. 따라서 상황판단검사의 형식과 유사한 자료를 명칭만 달리한 경우로 볼 수 있다. 상황판단검사에서 하나의 소검사를 Browne과 동료들의 용어에서 “검사집(battery)”에 해당되는 것으로 보면 아래와 같은 Browne과 동료들의 수리모형을 상황판단검사에 적용할 수가 있다.

식(6)에서 측정치(Y)간의 상관 R은, 요인 간 상관인 0이라고 할 때(예: 구조를 회전하기 전의 기초구조) $\Lambda\Lambda' + \Psi$ 가 되어 모형의 합치도를 산출할 수 있는 관계식을 나타낸다. 상황판단검사의 각 소검사내 문항들은(그림 1 참조) 서로 상이한 개념들을 측정하며, 소검사내 문항 간 상관을 초래하는 원천으로서 크고 작은 측정 방법상의 요인들이 있겠으나, 본 연구에서는 소검사의 지문(시나리오)이 제공하는 맥락효과를 방법효과의 주된 부분으로 가정한다.

$$Y_1 = \Lambda_1 F_1 + \Gamma_1 M_1 + e_1 = \Lambda_1 F_1 + z_1 \dots\dots\dots (1)$$

$$Y_2 = \Lambda_2 F_1 + \Gamma_2 M_2 + e_2 = \Lambda_2 F_1 + z_2 \dots\dots\dots (2)$$

⋮

$$Y_g = \Lambda_g F_1 + \Gamma_g M_g + e_g = \Lambda_g F_1 + z_g \dots\dots\dots (3)$$

$$\Lambda = \begin{bmatrix} \Lambda_1 \\ \Lambda_2 \\ \vdots \\ \Lambda_g \end{bmatrix} \dots\dots\dots (4)$$

$$\Psi = \begin{bmatrix} \Psi_{11} & & & \\ & \Psi_{22} & & \\ & & \Psi_{ii} & \\ & & & \Psi_{gg} \end{bmatrix} \dots\dots\dots (5)$$

$$R = \Lambda\Lambda' + \Psi \dots\dots\dots (6)$$

- g: 시나리오 번호
- Y_g : g번째 시나리오에서의 변수 벡터
- F_1 : 공통요인
- M_g : g번째 시나리오 효과(방법효과)의 벡터
- e_g : g번째 시나리오 내 문항점수에 포함된 무선폭효과 벡터
- z_g : g번째 시나리오에서 고유요인(unique factor) 벡터
- Λ_g : g번째 시나리오 내 문항과 공통요인 간 계수행렬(factor loading)
- Γ_g : g번째 시나리오 내 문항과 방법요인 간 계수행렬(factor loading)
- Ψ_{gg} : g번째 시나리오 내 고유요인(z=방법효과+무선폭효과)간 상관행렬
- R: 측정치간 상관행렬

다. 그러면 소검사 내 문항상관 자료에서 고유요인 간 상관행렬(Ψ_{ii})을 추정하여 분석에서 제거함으로써 시나리오 효과를 통제할 수 있다. 검사 전체로서는 식(6)의 R에서 Ψ 가 통제되는 것이다. 그런 다음에 소검사간 상관행렬(그림 2 참조)을 분해하여 요인계수행렬(Λ)을 추정한다. 이 과정에서, 시나리오 내 문항점수

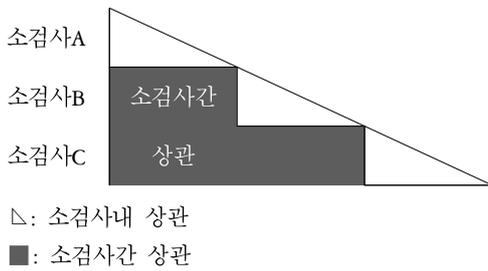


그림 2. 상황판단검사 내 전체 문항 간 상관행렬

들은 방법효과와 무선효과가 제거된 일종의 잔차화 점수가 되고, 전체 문항에 걸쳐서 구한 잔차화 점수들만이 공통요인의 추정에 사용된다. 문항점수를 잔차화하므로써, 통제된 시나리오 효과 가운데 일부가 공통요인과 관련될 수 있는 가능성을 원천적으로 배제하게 된다.

상황 인지적 관점에서(이순목, 2004) 보면 내용요인을 측정하는 데는 그것의 활성화를 위한 환경이 되는 상황 또는 맥락이 있어야 하고 그 상황이 활성화되면 그 안에서 작동하는 인지적 요인(내용요인)의 움직임이 들어있다. 그러므로 측정치에는 상황과 내용요인이 함께 들어있고 이것을 모형에 의해서 분리하되, 분석시에는 상황과 내용요인이 잘 드러날 수 있도록 자료와 모형 간에 충분히 상호작용이 이루어지도록 해야 한다. 즉, 모형은 주어진 자료를 개략(approximation)하는 것이 목적이므로, 자료는 모형에 맞는 부분을 제공하는 것이 목적이므로, 모형과 자료가 잘 부합되는 범위에서 추정되는 모형을 해석하는 것이 바람직하다.

Browne과 동료의 방식은 상황판단검사 자료를 분석할 수 있는 최초의 수리적 모형이 되지만, 시나리오 효과의 통제에서 경직된 면이 있다. 그림 2에서 삼각형으로 구획지워진 대

각선(block diagonal)에 있는 소검사내 상관행렬을 모두가 시나리오 효과에 의한 것으로 가정하고 처음부터 전체 상관행렬에서 충분히 제거함으로써, 그 상관 가운데 내용적으로 의미 있는 부분이 있어도 이후의 추정과정에서 공통요인의 추정에 기여하지 못하는 제한점이 있다. 이것을 제한점이라고 할 수 있는 이유는, 상황 인지적 관점에서 볼 때 모형과 자료 간 필요한 상호작용이 경험적으로 관찰되고 있음에도, Browne과 동료의 방식에서는 허용이 되지 않기 때문이다. Marsh(1989) 및 다수의 경험연구(예: Conway, 1996; James, Demaree, Mulaik, & Ladd, 1992; Lievens & Conway, 2001)를 보면 측정방법(본 연구에서는 시나리오 효과가 주된 부분)의 분산이 어느 정도는 공통요인 분산의 존재를 시사하는 것으로 제시하고 있다.

따라서 상황판단검사에서 시나리오 내 문항점수에 포함된 시나리오 효과의 일부는, Browne과 동료의 방식에서처럼 추정과정의 초기에 영구적으로 제거되지 않는다면 모수추정 과정에서 각 측정치의 공통분(Communality)에 할당이 되어 공통요인 구조의 추정에 기여할 가능성이 있는 것이다. 즉, 측정치의 공통분은 심리검사표준서(AERA, APA, & NCME, 1989)에서 규정한 타당도의 다섯 가지 증거 가운데 하나인 자료 내 내적구조 증거를 추정하는 기반이 된다. 구체적으로 공통분은 요인 간 상관과 요인계수로 나타날 것이다(탐색적 요인 분석시에 요인분산은 1.0으로 고정). 요인계수는 구성개념과 측정치간 관계이고(상관 또는 표준회귀계수) 요인 간 상관은 구성개념 간의 수렴하는 정도, 또는 변별되는 정도를 보여준다. Browne과 동료의 방식에 비해 모형과 자료 간 상호작용을 보다 잘 허용할 수 있는 방식

이 다음 절에서 소개하는 탐색적 (요인분석) 구조방정식 모형(EFA-SEM, Asparouhov & Muthen, 2009)이다.

탐색적 구조방정식 모형

Asparouhov와 Muthen(2009)은 탐색적 요인분석(EFA: Exploratory Factor Analysis)과 구조방정식 모형(SEM: Structural Equation Modeling)을 결합하여 탐색적 (요인분석) 구조방정식 모형(EFA-SEM, 줄여서 ESEM)을 제시하였다.

EFA-SEM의 모형

탐색적 요인분석과 구조방정식 모형의 복합으로서, 공분산 구조만을 본다면 아래와 같이 표현할 수 있다.

식(7)에서 ε 은 측정오차로서 ESEM에서 이들 간 상관이 허용되는 것은 SEM기능이다. 한편 식(7)의 Λ 내 모든 값이 추정되는 것은 EFA기

$$\begin{aligned}
 Y &= \Lambda\eta + \varepsilon \dots\dots\dots (7) \text{ 측정모형} \\
 \eta &= \beta\eta + \zeta \dots\dots\dots (8) \text{ 이론모형} \\
 Y &= (Y_1, Y_p, \dots, Y_q)' \text{ 측정 변수} (Y_1, \dots, Y_p \text{는} \\
 &\quad \eta_A \text{를 측정, } Y_{p+1}, \dots, Y_q \\
 &\quad \text{는 } \eta_B \text{를 측정)} \\
 \eta &= \begin{bmatrix} \eta_A \\ \dots \\ \eta_B \end{bmatrix} \quad \text{이론변수(외생변수, 내생} \\
 &\quad \text{변수 포함)} \\
 \eta_A &= [\eta_1, \dots, \eta_r]' \quad \text{탐색적 요인들} \\
 \eta_B &= [\eta_{r+1}, \dots, \eta_m]' \quad \text{확인적 요인들} \\
 \varepsilon &\sim N(0, \Theta) \quad \text{측정오차} \\
 \zeta &\sim N(0, U) \quad \text{설명오차(방정식오차)} \\
 VAR(\eta_A) &= I_{rxr} \quad \eta_A \text{에 척도제공} \\
 \Lambda &= q \times m \text{ 요인계수행렬, } \beta = m \times m \text{ 경로계수} \\
 &\quad \text{(구조계수)행렬}
 \end{aligned}$$

능이다. Λ 는 요인구조의 회전 전에는 기초해 (initial solution)의 요인계수(factor loading) 행렬 이고, 회전 후에는 최종해(rotated solution)의 요인계수 행렬이다. EFA 기능 속에서 요인구조가 회전된은 곧, 기초해의 요인계수 행렬이 최종해의 요인계수 행렬(형태계수 행렬, 구조계수 행렬)로 변환되고 요인 간 상관이 추정 되는 것을 의미한다. 이 때 탐색적 요인구조의 합치도는 기초해(측정오차 상관이 추정되는 가운데 구해진 기초요인계수 행렬)와 자료간의 합치를 의미하는데, 최종해와 기초해는 수학적으로 동치(equivalence)이므로 합치도가 동일하다.

ESEM에서 EFA 부분

식 (7)과 (8)에서 EFA를 나타내는 부분은 η_a 에 관련된 부분으로서, 식 (8)에서 탐색적 요인들 간 관계를 나타내는 부분인 $\beta_{rxr} = 0$ 이 되면 $\eta_A = \zeta_A$ 가 되며, 식 (7)의 Λ 에서 탐색적 요인과 관련된 p_{xr} 행렬 내 모든 계수가 추정된다. 이 때 $U = I$ 이면 직각구조가 되고, U 의 비대각선이 제약 없이 추정되는 상관계수들이면 사각구조가 된다. 이 EFA 부분에서는 식 (7)과 (8)의 모형이 동시에 SEM의 틀에서 추정된 결과를 기초해로 사용한다(추정의 1단계). 모수들은 측정변수가 연속변수일 경우 최대가능도법(ML 계열)으로, 범주변수일 경우 최소제곱법(WLS 계열)으로 추정되는 것이 일반적이다. 기초해는 요인구조의 회전기준(대체로 사각 Geomin, 사각 Target)에 따라서 회전을 하여 최종해가 된다(추정의 2단계). 하나의 측정변수는 EFA의 지표변수(indicator)이면서 CFA의 지표변수가 되도록 표시될 수 있다.

상황판단검사에서 EFA-SEM의 용도

전통적인 탐색적 요인분석의 특징중 하나는 모형의 식별(identification)을 위해서 “측정오차 간 상관 0”을 부과하는 것이다. 이것은 자료의 현실이 그런 것이 아니라 모형 내 모수들을 추정하는 과정에 도입되는 모형상의 제약이다. 일반적으로 연구자들이 계획하고 제시하는 척도인 선언척도에서는 문항에 포함된 측정오차 간에 상관을 고려하지 않지만, 경험 자료에서 드러나는 척도의 실제 양상은 문항의 집단체화, 문항 간 핵심단어나 어휘의 유사, 척도방식의 유사, 척도 내 위치 유사, 동일시점에서 실시, 문항표현(wording)의 유사 등의 이유로 측정오차 간 상관이 존재할 수 있다. 즉, 실제척도는 선언척도 보다 복잡할 수 있다. 그러나 탐색적 요인분석에서는 모수들이 추정되기 위해서 측정오차 간 상관이 0으로 부과되는 제약 때문에, 선언척도가 경험 자료에서 구현되는 모습인 실제척도를 검토하지 못하는 것이 문제이다.

한편 이러한 문제는 상황판단검사 자료에 대한 탐색적 요인분석에서 큰 장애가 되었다. 그 장애의 해결안으로서 Browne과 동료의 논리는 요인분석의 처음부터 전체 상관자료에서 시나리오 내 상관을 제거하는 것이었는데, EFA-SEM의 논리는 EFA와 SEM을 종합하여 하나의 새로운 모형으로 정의하고 거기에서 측정오차 간 상관을 추정하는 가운데 탐색적 요인분석이 될 수 있도록 한 것이다.

ESEM의 논리에서는 전통적인 탐색적 요인구조와 측정오차 간 상관이 동시에 모형화 되고 추정됨으로써 Browne과 동료의 방식에서 있었던 ‘시나리오 내 상관의 초기 제거’ 보다는 융통성 있는 추정이 된다. 즉, 탐색적 요인구조와 측정오차 간 상관이 동시에 표시되고

추정되는 과정에 모형과 자료 간 상호작용이 가능하게 된다. 이러한 상호작용의 허용은 측정치의 분산 가운데 충분한 부분을 공통분에 할당함으로써 자료의 내용적 구조를 추정하고 구성개념의 존재를 확인하는데 도움이 된다.

ESEM이 필요한 경우

ESEM의 사용은 확인적 요인분석(CFA: Confirmatory Factor Analysis)을 대체하지 않는다. CFA의 모형이 안정된 경우 ESEM을 사용할 필요가 없다. 다특질 다방법(MTMM: Multitrait-Multimethod) 자료처럼 연구자가 이미 안정된 특질요인 및 방법요인의 구조를 알고서 확인하고자 할 때는 CFA가 바람직하다(Asparouhov & Muthen, 2009). 그러나 확인적 요인분석의 모형이 불안정할 경우에는 CFA를 사용하는 것이 건강하지 않다. 예로서 하나의 모형을 확인적으로 접근하여 자료에 합치시켰을 때 합치도가 낮으면 연구자는 MI값(수정지수)을 참조하여 모형 찾기(specification search)를 하게 되는데 이것은 우연의 자산화(capitalization on chance)라는 비평을 듣게 된다(MacCallum, Roznowski, & Necowitz, 1992). 그래서 Browne (2001)은 CFA 결과로 합치도가 나빠서 모형 찾기를 해야 한다면, 차라리 “요인구조를 회전 시켜서 탐색적 요인분석을 하는 것이 더 바람직하다”는(p.113) 주장을 한다. 이 때 측정오차 간 상관을 유지하면서 요인구조를 탐색해야 한다면 ESEM을 사용해야 할 것이다.

한편 연구 초기에 모형 내 일부분의 구조에 대해서 확신을 가지고 있으면, 그 부분은 SEM 틀 속에서 모형표시를 하고, 나머지만 EFA의 기능으로 분석하면 된다. 이런 경우 또한 ESEM이 필요한 경우이다. 또한 확인적으로 접근할 수 있는 요인분석의 모형이 전혀 없이

탐색을 해야 하는데, 내용적 관심의 대상은 아니지만 방법효과가 상당정도 발생하는 것을 알고 있을 때에는 EFA만으로는 부족하다. 상황판단검사처럼 방법효과가 발생할 수 있는 문항군들에 대한 정보가 검사의 구조상 분명할 경우에는, 그것을 감안한 상태에서 EFA를 하는 것이 필요하다. 이 때 방법효과에 대해서는 정교화 된 구조를 밝히는 것이 목적이 아니므로 소검사별로 그 안의 문항들에 대해서 측정오차 간 상관을 추정하면서(SEM의 기능), 전체문항에 대해서 탐색적 요인분석(EFA의 기능)을 실시하는 것이 바람직하다. ESEM이 필요한 경우이다. 본 연구는 이런 경우에 중점을 두고 ESEM의 논리를 제시하였고, 다음 절에서는 실제 자료에 사용방법을 제시하였다. 또한 ESEM이 Browne과 동료의 방식에 비해 공통분을 약간 더 높게 추정함을 보이기 위해 두 방법에 따른 결과의 일부를 비교 검토하였다.

방 법

도구

김효선(2013)이 개발한 상황판단형 창의성격 검사를 사용하였다(부록1 참조). 창의성 분야에서 지금까지 진행된 여러 창의적 성격연구의 문헌을 고찰하고, 자료수집 예비단계에서 검토된 결과들을 해석하여 대학장면 관련 총 8개의 상황범주(지식, 경력, 적응성, 윤리성, 예술성, 다문화성, 리더십, 시민의식)별로 각 1개씩의 시나리오를 작성하였다. 각 시나리오 아래에 연구자의 판단에 따라 창의성의 하위 영역 또는 잠재적 구조로 6개의 개념(독립성,

개방성, 자기확신, 인내심, 호기심, 모험심)을 측정하는 반응문항(대안)들을 제작하였다. 이들 6개의 개념들은 대부분의 상황판단검사 제작에서와 같이, 연구자의 판단에 따라 구분한 것으로서 CFA 접근으로 분석하기에는 아직 경험적 지지를 확보하지 못한 것이다. 따라서 ESEM 방식으로 시나리오 효과를 통제하면서 탐색적인 요인분석을 하였다. 위의 방식으로 최초 8개 시나리오에 총 48개 문항으로 제작된 것을, 요인분석에 적합한 자료의 선별을 위한 상관분석을 통해 최종 40문항을 선별하고 본 연구에 사용하였으며(부록2 참조), 반응 방식은 5점 척도였다: 1=전혀 그렇지 않다, 3=보통이다, 5=매우 그렇다. 채점은 반응대안 방식을 택하였다.

연구 참여자

서울소재 4년제 3개 대학에서 다양한 전공을 공부하고 있는 500명 학생들에게 검사의 시행방법에 대한 설명을 한 후 바로 검사를 실시하였고 회수율은 430부 86%였다. 이중 부적절하거나 부실한 응답자료를 제외하면 분석 가능 자료는 381부였다(남자 183명, 48%; 여자 198명, 52%).

ESEM 분석

원자료에 기초한 요약자료가 부록3에 제시되었다. ESEM은 요인의 수효에 대해서 정확한 판단방법을 제공하지 않는다. 따라서 사용시에 연구자가 대략적인 요인의 수효를 주고서 분석된 결과의 합치도 및 해석가능성을 비교하고 해석하여 요인수효를 결정한다. 본 연구에서는 요인수효 결정을 위한 발견법(heuristics)

(예: 평행성 분석, 누적분산비율)과 해석가능성을 통해서 4개~6개의 요인모형을 구해서 해석해 보기로 결정하였다. 소프트웨어로서는 Asparouhov와 Muthen(2009)의 탐색적 구조방정식 논리가 구현된 Mplus 6.0에서 ESEM 기능을 사용하였다. 이 기능은 교본내에 특별히 명시적으로 세부설명이 되어있지 않으므로 독자를 위한 설명이 필요하다. Mplus에 전통적인 탐색적 요인분석(EFA)만을 위한 소개(6판 교본 4장)가 되어있는 것에 반하여, ESEM의 기능은 들어있으나 그에 대한 소개는 용어만 언급하는 정도로 되어있기 때문이다.

ESEM에서 이론변수 벡터인 η 는 탐색적 요인과 확인적 요인의 구획(block)으로 구분된다. 확인적 요인 구획에서는 시나리오 내에서 식 (7)의 측정오차인 ε 간 상관을 표시할 수 있게 하였고(부록4의 명령문에서 ! <측정오차 간 상관> 참조), 탐색적 요인 구획에서는 그 ε 간 상관이 통제된 상태에서 탐색적으로 요인구조를 산출한다(부록4의 ! <탐색적 요인모형> 참조). 탐색적 요인 구획에서는 기초구조를 구하고 일정한 기준(예: Oblique GEOMIN, Oblique Target)에 따라서 요인구조를 회전하여 최종구조를 산출한다. 이론적으로는 직각회전에 비해 사각회전이 바람직하지만, 과거에 사각회전을 하기 어려웠던 것은 SAS에서 사각회전인 Harris-Kaiser 방식에서 HKP, SPSS에서의 사각회전인 Direct Oblimin 방식에서 δ 라는 파라미터의 값을 주는 것이 어려웠기 때문이다. 회전을 멈추는 기준으로서의 이들 파라미터 값을 알수가 없는 가운데 연구자는 그 값을 주어야 한다는 것이 매우 큰 불편 이었다. 그러나 GEOMIN 방식은 해(solution)에 대한 복잡도 함수(complexity function)을 설정하여, 그 함수값(해가 복잡한 정도)이 최소화되도록 사각회전

을 하므로 연구자가 특별히 회전을 멈추는 기준을 제공하지 않아도 된다. 또한 Browne(2001)이 여러 가지 사각회전 방식들을 실험한 결과 GEOMIN이 비교적 적절한 것으로 제시되었다.

또한 사각회전에도 두 가지 방식이 있는데 우선적으로 실시되는 것은 특정의 구조에 대한 설정이 없이 실시되는 탐색적 회전이다(부록4의 A. <탐색적 회전> 참조). 탐색적 회전이 끝난 후 요인계수 행렬 내 값의 크기를 보고 큰 부분에 대해서만 추정을 하고 작은 부분들을 0으로 제약한 후 다시 회전을 하는 확인적 회전(confirmatory rotation, Browne, 2001)은 이전의 탐색적 요인분석의 소프트웨어에는 포함되지 않았던 기능이다. 확인적 요인분석에서처럼 0으로 제약된 요인계수를 지정하고 나머지는 자유모수(추정될 미지수)로 표시하는 목표행렬을 주고 그에 맞게 직각/사각 회전을 지시하므로 목표회전이라고도 한다(Mplus에서는 Oblique Target rotation을 제공). 부록4의 B. <확인적 회전> 참조). 그런데 0으로 값을 준 요인계수에 대해서도 그 값으로 고정하기보다는 0에 가깝게 추정함으로써 실제로 0이 아닐 수도 있는 가능성을 직접 알려주는 기능을 한다. CFA에서는 연구자가 0으로 준 계수는 0으로 고정을 하고, 그것이 비현실적일 경우 χ^2 나 MI값에서 큰 값이 나타나는 간접적 방식으로 신호를 준다. 확인적 회전은 확인적 요인 분석은 아니지만 탐색적 분석의 범위에서 최대의 연구자가 관심가지고 있는 모형을 검토하게 준다는 점에서 매우 유용하다.

이 연구에서는 원자료에 대하여 3차례의 분석이 있었다. 1차로는 소검사 내 모든 문항에서 측정오차 간 상관을 추정하면서 탐색적 요인분석을 하였다(회전은 사각 GEOMIN). 결과로 각 요인을 해석한 후 측정오차 간 상관 가

운데 유의한 것만을 추정하는 2차 분석을 하였다(회전은 1차 분석과 동일). 여기까지가 탐색적 회전이므로, 3차 분석에서 확인적 회전을 하여 최종적인 해석 대상으로 하였다. 탐색적 회전시 회전 후 구조의 해석을 용이하게 하기 위해서 요인계수 행렬의 행을 Kaiser(SAS, Mplus에서 제공) 또는 Curton과 Mulaik(SAS에서만 제공) 방식으로 표준화한다. 확인적 회전에서는 행 표준화를 권하지 않는다.

결 과

상황판단형 창의성 성격검사의 응답자료(N=381)에 Mplus 6판을 사용하여 ESEM을 실시하였다. 자료가 범주변수이긴 하나 5점 척도이므로 정규분포에서 크게 이탈하지는 않을 것으로 보고 연속변수로 취급하여(Bovaird & Koziol, 2012 참조) ML 및 MLR로 추정하였으며 결과가 매우 유사하였다. 나중에 Browne과 동료의 방식에서 나온 ML 결과와 비교하고자 ML 추정결과를 제시하였다. 4요인, 5요인, 6요인 모형에 대한 1차 분석에서 기초해의 추정치는 ML법으로, 측정오차 간 상관은 소검사내 모든 문항 간에 추정하였다. 결과로 5요인해와 6요인해 보다는 4요인해가 가장 적절하였기에 그것을 선택하여 해석하였다. 4요인해의 전반적 합치도는 $\chi^2_{(544)} = 2314.296(p < .001)$, RMSEA=.092, CFI=.888, TLI=.839, SRMR=.032로서 측정변수가 매우 많은 것을 감안하면 무난한 합치도였다. 1차 분석 결과에서 시나리오 내 측정오차 간 상관 가운데 유의한 경우가 방법효과로 해석되며, 표 1에 제시하였다. 이들 유의한 공분산들에 기초해서 시나리오 효과를 추론할 수 있다.

표 1. 4요인 구조에서 시나리오 내 유의한 공분산을 나타내는 문항들

시나리오	유의한 문항번호
1	(1, 2) (2, 5)
2	(7, 9) (10, 14) (10, 15) (11, 12) (11, 13) (11, 14)
3	(12, 13) (12, 14) (12, 15) (13, 14) (14, 15)
4	(16, 17) (16, 18) (17, 18) (18, 19)
5	(20, 21) (20, 22) (20, 23) (20, 24) (21, 22) (22, 23)
6	(25, 27) (25, 29) (26, 28) (27, 29) (28, 29)
7	(30, 31) (30, 32) (31, 32) (32, 33) (33, 34)
8	(35, 36) (35, 39) (36, 37) (37, 38) (37, 40) (38, 39) (39, 40)

시나리오 8개 가운데 1과 2를 제외하고는 측정오차 간에 유의한 공분산이 좀 있다. 측정오차 간 상관으로 이들만을 추정하는 2차 분석을 하였고 전반적 합치도는 $\chi^2_{(591)} = 2358.664(p < .001)$, RMSEA=.089, CFI=.888, TLI=.850, SRMR=.032였다. 그 명령문이 부록4

표 2. 4요인구조 요인계수 행렬(Target rotation)

문항 번호	요인분석 후 해석된 요인							
	모험심+호기심 = 새로운에 대한 추구(F1)		독립성(F2)		자기확신(F3)		인내집착 = 추동(drive)(F4)	
문항1	0.009	0	0.124	0	-0.071	0	0.786	자유모수
문항2	0.056	0	0.012	0	0.642	자유모수	0.101	0
문항3	0.237	0	0.245	0	0.268	0	0	0
문항4	0.373	자유모수	0.058	0	-0.078	0	-0.02	0
문항5	0.08	0	0.497	자유모수	0.061	0	0.055	0
문항6	0.785	자유모수	-0.115	0	-0.004	0	0.107	0
문항7	-0.088	0	0.418	자유모수	0.111	0	-0.013	0
문항8	0.012	0	-0.016	0	0.123	0	0.64	자유모수
문항9	0.054	0	0.131	0	0.495	자유모수	0.214	0
문항10	0.159	0	0.497	자유모수	0.212	0	-0.022	0
문항11	0.67	자유모수	0.211	0	0.05	0	-0.143	0
문항12	0.014	0	0.179	0	0.533	자유모수	0.158	0
문항13	0.139	0	0.442	자유모수	0.06	0	0.042	0
문항14	0.11	0	0.113	0	0.051	0	0.73	자유모수
문항15	0.777	자유모수	-0.079	0	0.009	0	0.107	0
문항16	-0.009	0	-0.03	0	0.723	자유모수	0.053	0
문항17	0.005	0	0.655	자유모수	0.011	0	0.02	0
문항18	0.041	0	0.127	0	0.026	0	0.629	자유모수
문항19	0.636	자유모수	0.046	0	-0.239	0	0.165	0
문항20	0.662	자유모수	-0.085	0	-0.043	0	0.067	0
문항21	0.117	0	-0.099	0	0.335	자유모수	0.541	자유모수
문항22	0.502	자유모수	0.175	0	0.134	0	-0.192	0
문항23	0.015	0	0.128	0	0.535	자유모수	0.039	0
문항24	-0.119	0	0.697	자유모수	-0.098	0	0.128	0
문항25	0.584	자유모수	0.101	0	0.082	0	-0.186	0
문항26	0.716	자유모수	-0.056	0	0.032	0	0.052	0
문항27	0.087	0	-0.089	0	0.231	0	0.615	자유모수
문항28	0.034	0	0.63	자유모수	-0.015	0	0.052	0
문항29	0.018	0	0.042	0	0.652	자유모수	0.074	0
문항30	0.716	자유모수	0.027	0	0.006	0	0.012	0
문항31	0.206	0	0.58	자유모수	0.113	0	0.013	0
문항32	-0.045	0	0.418	자유모수	0.02	0	-0.008	0
문항33	-0.12	0	0.134	0	0.043	0	0.571	자유모수
문항34	0.016	0	0.057	0	0.622	자유모수	0.08	0
문항35	-0.035	0	0.005	0	0.168	0	0.55	자유모수
문항36	-0.031	0	0.053	0	0.662	자유모수	0.069	0
문항37	0.622	자유모수	-0.022	0	-0.055	0	0.09	0
문항38	0.181	0	0.203	0	-0.041	0	0.009	0
문항39	0.485	자유모수	-0.064	0	0.198	0	-0.054	0
문항40	-0.021	0	0.667	자유모수	-0.024	0	0.097	0

n=381

주. 문항을 부록 2에 제시하였음. 자유모수는 Mplus에서 추정되어야 할 미지수로 지정된 모수.

에 “A. 2차 분석 명령문”에 제시되었다. 1차 분석과 2차 분석 간에 검증적 합치도의 차이는 $\Delta df = 42$, $\Delta \chi^2 = 44.368 (p < .001)$ 로서 2차 분석에서 유의하게 χ^2 값이 증가하였다. 그러나 판단적 합치도인 RMSEA는 감소하였고 TLI는 증가하여 오히려 합치도가 향상되었다. 이를 감안하면 합치도에 실질적으로 유의한 차이가 있다고 보기 어렵다. 따라서 2차 분석 결과에 기초하여 3차 분석을 하였다. 3차 분석에서는 확인적 회전을 위해서(부록4의 <확인적 회전 부분> 참조) 표 1의 유의한 측정오차 간 상관을 자유모수로 하고, 요인계수 행렬에서 값이 작은 계수들(3이하)은 0으로 하고 나머지는 자유모수가 되는 목표행렬을 주고서 확인적 회전을 하였다. 그 결과를 표 2에 제시하였다. 모형(요인 수효)에 변화가 없으므로 2차 분석과 3차 분석 사이에 전반적 합치도는 동일하다.

표 2에서 각 요인별 두 개의 세로줄이 있는데 처음 것은 계수 추정치이고 다음 것은 연구자가 부여한 목표행렬이다. 예로서 1번 요인에서 처음 두 문항에 대한 계수는 0으로 제약되었고 네 번째 문항에 대한 계수는 자유모수로서 추정되도록 한 것이다. 자유모수로 지정했는데도 큰 계수 값이 나오지 않았거나 0으로 제약을 했는데도 계수 값이 크게 추정된 경우는 없었다. 4개 요인을 각각 새로움에 대한 추구, 독립성, 자기확신 및 추동으로 해석하였고, 각 시나리오 내 측정오차 간 상관 가운데 유의한 것은 이미 탐색적 회전 후 밝혀졌으며 표 1에 제시되었다.

요인 간 상관은 다음과 같다. 새로움과 독립성 간에 .586, 새로움과 자기확신 간에 .506, 새로움과 추동 간에 .362, 독립성과 자기확신 간에 .728, 독립성과 추동 간에 .509, 그리고

표 3. ESEM과 MBFAC 간 공통분 비교

문항	MBFAC	ESEM
y1	0.69	0.71
y2	0.73	0.73
y3	0.60	0.61
y4	0.26	0.27
y5	0.62	0.62
y6	0.77	0.78
y7	0.52	0.53
y8	0.74	0.75
y9	0.72	0.71
y10	0.78	0.78
y11	0.72	0.76
y12	0.80	0.80
y13	0.61	0.62
y14	0.80	0.80
y15	0.79	0.81
y16	0.78	0.79
y17	0.68	0.67
y18	0.66	0.67
y19	0.58	0.59
y20	0.71	0.69
y21	0.75	0.75
y22	0.63	0.64
y23	0.61	0.61
y24	0.58	0.61
y25	0.63	0.65
y26	0.73	0.74
y27	0.72	0.73
y28	0.72	0.73
y29	0.72	0.73
y30	0.76	0.76
y31	0.78	0.79
y32	0.38	0.38
y33	0.65	0.65
y34	0.76	0.76
y35	0.72	0.72
y36	0.78	0.79
y37	0.69	0.69
y38	0.23	0.23
y39	0.50	0.51
y40	0.63	0.64

주. N = 381, 두 값 중 큰 값에 음영 표시함

자기확신과 추동 간에 .675였다. 요인들 간에 비교적 변별이 되면서, 전체로서 창의적 성격이라는 상위요인으로 수렴함을 보여주고 있다.

ESEM과 MBFAC의 비교

Mplus가 탐색적 구조방정식 모형(ESEM)을 구현하는 공개된 소프트웨어라면, Multipace는 Browne과 동료의 다중검사집 요인분석(MBFAC)을 구현하는 비공개 소프트웨어이다(Browne 교수에게 개인적으로 구하였음). ESEM 방식과 MBFAC 방식 간 차이는 전자에서는 자료와 모형 간 상호작용을 허용하고, 후자의 방식에서는 처음부터 시나리오 내에서 문항 간 상관을 모두 배제함으로써 자료에 따라서는 시나리오 내 문항 간 상관 즉, 방법효과 가운데 공통요인을 나타내는 부분이 모형추정에 반영되기 어렵다. MBFAC에서의 이러한 경직성 때문에 기초해의 산출시에 각 측정치의 공통분(communality)은 ESEM에서 MBFAC의 경우보다 클 것이 기대되었다. 4요인 모형에서 두 방식 간에 공통분을 표 3에 제시하였다. ESEM은 표준화 해에서 각 변수의 "(1-잔차분산)"을 한 것이 공통분이고 MBFAC에서도 동일한 방식으로 구하였다(MBFAC에서는 모든 해가 표준화해임).

표 3에서 보면 40개 문항들의 공통분에서, ESEM의 결과가 대체로 MBFAC의 결과보다 큰 값이다. 즉, ESEM에서 공통분을 보다 충실히 추정함으로써 요인의 추정에 보다 충분한 자료를 제공하고 있는 것이다.

논 의

이 연구에서는 산업장면에서 연구용 또는 선발용으로 사용되고 있는 상황판단검사 자료에서 시나리오 점수 기반이 아닌 문항점수 기반의 요인분석 방식을 제시함으로써 상황판단검사의 구성개념이 무엇인지에 대하여 직접적으로 확인할 수 있는 방식을 제시하였다. 종래의 시나리오 점수는 의사결정용으로 사용할 수 있으나 연구용으로 사용하기에는 내용요인의 구조가 추정되지 않는 어려움이 있었다. 즉, 시나리오 점수에는 내용점수는 물론 시나리오의 맥락이 가지는 점수가 포함되어 있으므로 그것으로 요인분석을 하지 못하고 지능, 성격, 동기 등 다른 개념의 검사들과 상관을 구하여 우회적으로 구성개념을 탐색하는 방법 밖에는 없었다.

산업 및 조직 장면에서도 전통적인 시나리오 채점방식을 벗어나 문항채점방식을 시도하고는 있으나(예: McDaniel et al., 2004) 방법효과와 주된 부분인 시나리오 효과를 통제하지 못하여 요인구조를 추정하지는 못하였다. 이제 본 연구에서 제시한 ESEM의 논리에 의해 내용요인의 구조를 추정할 수 있게 되면 그 요인들이 다른 이론변수들과 가지는 관계를 직접 검증해 볼 수가 있다. 이것은 과거에 검사충점에 의해서만 간접적으로 타당화를 하던 한계를 극복하고 직접적으로 타당화를 시도할 수 있게 해주는 효과가 있다. 그에 따라 상황판단검사의 구성개념은 잘 모르고 측정기법으로서의 타당도만 있다는 자조적인 비평도 크게 달라질 것으로 기대된다.

이 ESEM 방식이 편리한 것으로 보이지만 아직껏 상황판단검사 자료에 사용된 적이 없다. 주된 이유는 Asparouhov와 Muthen(2009)이 제시한 ESEM의 주요 목적중 하나가 탐색적 요인분석에 존재하는 "측정오차 간 상관 0"이

라는 제약을 극복하기 위한 것임을, 사용자들이 인지하기 어려웠기 때문으로 보인다. 그것을 구현하는 Mplus 소프트웨어에서도 그 기능에 대한 언급이 미미하게 되어 있는 것도 사용되지 못한 이유가 될 것이다.

ESEM은 표 3에서와 같이, 초기에 제시된 방법인 Browne과 동료의 MBFAC 방식보다 충실하게 공통분을 추정하여 요인구조의 도출에 활용한다는 장점이 있다. MBFAC는 전반적으로 탐색적 요인분석의 틀 속에 있으므로 “측정오차 간 상관 0”이라는 강한 제약을 처음부터 끝까지 유지한다. 따라서 시나리오 효과를 통제하기 위해서는 분석 초기에 시나리오 내 문항 간 상관에서 시나리오 효과를 제거하고 나머지 자료 즉, 잔차화 된 자료만으로 공통요인을 추정하므로, 잔차화가 완료된 후에는 시나리오 내 문항 간 상관에 대해서 참조할 수 있는 기회가 주어지지 않는다. 그런데 MBFAC에서의 잔차화 과정에서는 내용요인의 분산(variance)에 포함될 수 있는 부분까지도 제거되어, 이후에 내용요인들의 추정에 사용될 공통분(communality)이 ESEM보다 적게 남게 되는 것을 표 3에서 볼 수 있었다. 따라서 상황판단검사의 구성개념에 대한 직접적 접근을 위해서는 ESEM이 상대적으로 적절함을 알 수가 있다. 이 연구의 목적이 상황판단검사 자료에서 시나리오 효과를 통제하면서 탐색적 요인분석을 하는 방법으로서의 ESEM 소개에 중점을 두었기 때문에 ESEM과 MBFAC의 비교를 보다 포괄적으로 시뮬레이션을 통해서 검

토하는 것은 목적이 아니었다.

그런데 본 연구에서 추천하는 ESEM 방식이 모든 류의 상황적 검사에 적용 가능할 지에 대해서는 아직 연구가 되어있지 않다는 제한점이 있다. 아무리 이론적으로 흠이 없는 모형도 자료에서 지지되지 않으면 실제에서 작용하는 모형으로 보기 어렵다. ESEM에서 사용되는 분석모형이 통계적으로는 흠이 없어도, 경험 자료와의 부합을 보면서 높은 수준의 합치도와 내용적으로 적절한 해석을 제공하는 범위가 어디까지인지는 아직 밝혀진 바 없다. 그런 관점에서 상황판단검사를 포함한 다양한 상황적 검사들에 대한 그림 3이 논의의 출발점이 된다.

그림 3을 보면 산업장면의 상황적 검사에는 상황이 가져오는 방법효과가 낮은 경우(예: 지필형 상황판단검사)에서 높은 경우(예: 평가위원단 방법, 작업표본검사, 인턴쉽 평가)까지 다양하다. 그 중에서 산업장면의 문헌에서 많은 논란을 가져왔던 검사는 평가위원단 방법 (Assessment Center)이다. 이 방식이 국내에도 정착되고 있지만 이 방식에 의한 자료에서 구성개념의 도출이 연구초기에는 매우 어려웠고 내용요인보다는 방법효과(예: 집단토의, 역할연기, 개인발표 등의 효과)가 더 강하게 산출되는 것이 연구자들을 당혹하게 하였다. 그 결과로, 내용을 보지 말고 과제 또는 방법으로만 보자는 주장까지 나오기도 하였다(예: Landy & Shankster, 1994; Lowry, 1997; Robertson, Gratton, & Sharpley, 1987). 그에 반해 지필형

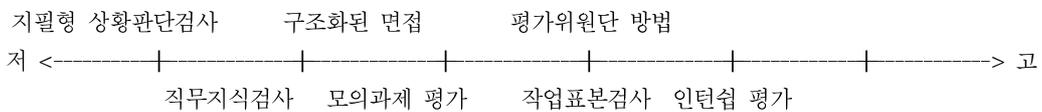


그림 3. 상황적 검사들에서 방법효과와 고저에 따른 분류

상황판단검사는 상황에 대한 조작이 지필로 이루어지므로 평가위원단 방식보다 훨씬 방법 효과가 약한데도 불구하고 이 검사의 타당도 역시 내용 아닌 측정방법일 뿐이라는 자조적인 결론이 나오기도 하였다(예: McDaniel et al., 2001; Weekley & Jones, 1999). 이렇게 상황적 검사 전반에 대해서 타당화(주로 구성개념 중심)에 비판적이 된 이유는 상황이 주는 방법 효과를 통제하고 내용적 요인구조에 접근하는 것이 실질적으로 불가능했기 때문이다.

이러한 난관을 극복하고자 산업장면의 학자들은 상황적 검사를 만들 때 가급적 강한 내용적 구조를 질적으로 설정하고 자료에서 그러한 구조가 성립할 것으로 보고서 처음부터 확인적 요인분석을 통해 그 구조를 확인하는 대안이 제시되었다(예: Becker & Cote, 1994; Conway, 1996, 1998). 그런데 이들 확인적 접근에서 내용적 요인구조의 추정을 가능하게 한 것은 자료수집 전에 질적으로 설정한 구조를, 마치 경험 자료에서 검증된 것으로 간주한다는 암묵적 가정이었다. 그러나 실제로 요인구조를 경험적으로는 탐색한 적이 없으면서 곧바로 확인적 요인분석을 하는 것은 절차적인 비약이라고 할 수 있다.

이런 비약에 대해서 관대했던 것은 상황검사의 자료에서 상황이 주는 방법효과를 통제하고 탐색적 요인분석을 하는 방법이 알려져 있지 않았기 때문이다. 본 연구에서는 그러한 방법 중 하나로서 ESEM을 지필형 상황판단검사의 자료에 최초로 실시하였고 긍정적인 결과를 보여 주었다. 또 다른 방법인 MBFAC에 비해서 공통분을 보다 충분하게 추정하여 요인의 해석이 무난하게 이루어졌다.

그러나 그림 3에서 보면, 지필형 상황판단검사는 상황의 효과가 비교적 적기 때문에

ESEM처럼 방법효과를 적게 통제하는 방식이 적절할 수 있다. 그러나 평가위원단 방식처럼 방법효과가 내용효과를 압도할 수도 있는 경우에는 MBFAC처럼 처음부터 상당량의 방법효과를 제거하고서 잔차화 된 자료만을 가지고 탐색적 요인분석을 하는 것이 더 적절할 것으로 예상된다. 앞으로 다양한 정도의 맥락효과가 포함된 상황적 검사들에 대하여 상황효과를 통제하는 방식으로서 ESEM의 효과성이 보다 충분하게 검토되어야 할 것이다. 특히 모의과제 평가, 평가위원단 방식, 작업표본검사, 인턴쉽 평가와 같이 장면이나 상황의 효과가 큰 검사/평가 자료에서의 구성개념을 파악하는데 있어서 ESEM 뿐 아니라, MBFAC이나 기타의 방법들까지도 함께 그 효과성을 검토한다면 타당화 연구에 중요한 기반이 될 것이다.

참고문헌

- 강민우, 이순목, 윤창영. (2005). 지시문과 채점 방식에 따른 상황판단검사의 타당도 비교. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 18(3), 547-565.
- 김효선 (2013). 상황판단형 창의성격검사 제작 및 타당화. 성균관대학교 석사학위 청구 논문.
- 이상철, 이순목, 조영일. (2003). 지필형 상황판단검사에 대한 비평적 고찰. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 16(3), 129-154.
- 이순목 (2004). 상황역량 측정에서 상황에 대한 두 관점: 측정오차인가, 해석되어야 할 환경요인인가? 한국심리학회지: 산업 및 조직, 17(2), 243-264.
- 이순목 (1995). 요인분석 I. 서울: 학지사.

- 이순목, 윤창영, 김영록. (2005). MTMM 자료분석에 대한 비평적 고찰. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 18(3), 455-480.
- AERA, APA, & NCME (1999). *Standards for Educational and Psychological Testing*. Washington, DC: Authors.
- Asparouhov, T. & Muthen, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 16, 397-438.
- Becker, T. E. & Core, J. A. (1994). Additive and multiplicative method effects in applied psychological research: An empirical assessment of three models. *Journal of Management*, 20, 625-641.
- Bovaird, J. A. & Koziol, N. A. (2012). *Measurement models for ordered-categorical indicators*. In Hoyle, R. H. (Ed.) *Handbook of Structural Equation Modeling*. NY: Guilford Press.
- Browne, M. W. (1979). The maximum-likelihood solution in inter-battery factor analysis. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 32, 75-86.
- Browne, M. W. (1980). Factor analysis of multiple batteries by maximum likelihood. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 33, 184-199.
- Browne, M. W. (2001). An overview of analytic rotation in exploratory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 36, 111-150.
- Browne, M. W. & Tateneni, K. (1997). Noniterative Estimation for the Multiple Battery Factor Analysis Model. *Behaviormetrika*, 24(1), 3-18.
- Campbell, D. T. & Fiske, D. W. (1959). Convergent and Discriminant Validation by Multitrait-Multimethod Matrix. *Psychological Bulletin*, 56, 81-105.
- Chan, D. & Schmitt, N. (1997). Video-based versus paper-and-pencil method of assessment in situational judgment tests: subgroup differences in test performance and face validity perceptions. *Journal of Applied Psychology*, 82, 143-159.
- Conway, J. M. (1996). Analysis and design of multitrait-multirater performance appraisal studies. *Journal of Management*, 22, 139-162.
- Conway, J. M. (1998). Estimation and uses of the proportion of method variance for multitrait-multimethod data. *Organizational Research Methods*, 1, 209-222.
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor Analysis (2nd Ed.)*. Hillsdale, NJ: LEA.
- Hunter, J. E. (1983). A causal analysis of cognitive ability, job knowledge, job performance. *Journal of Vocational Behavior*, 29, 340-362.
- James, L. R., Demaree, R. G., Mulaik, S. A., & Ladd, R. T. (1992). Validity generalization in the context of situational models. *Journal of Applied Psychology*, 77, 3-14.
- Landy, F. J. & Shankster, L. J. (1994). Personnel selection and placement. *Annual Review of Psychology*, 45, 261-296.
- Lee, G., Brennan, R. L., & Frisbie, D. A. (2000). Incorporating the testlet concept in test score analyses. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 19, 9-15.
- 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.
- Lowry, P. E. (1997). The assessment center process: New directions. *Journal of Social Behavior and Personality*, 12, 53-62.
- MacCallum, R. C., Roznowski, M., & Necowitz, L. B. (1992). Model modifications in covariance structure analysis: The problem of capitalization on chance. *Psychological Bulletin*, 111, 490-504.
- Marsh, H. W. (1989). Confirmatory factor analysis of multitrait-multimethod data: Many problems and few solutions. *Applied Psychological Measurement*, 13, 335-361.
- Marsh, H. W. & Bailey, M. (1991). Confirmatory factor analyses of multitrait-multimethod data: comparison of the behavior of alternative models. *Applied Psychological Measurement*, 15, 47-70.
- McDaniel, M. A., Hartman, N. S., & Grubb III, W. L. (2003). *Situational Judgment Tests, Knowledge, Behavioral Tendency*. Paper presented at the 18th Annual Conference of the Society for Industrial and Organizational Psychology. Orlando, April, 2003.
- McDaniel, M. A., Morgeson, F. P., Finnegan, E. B., & Campion, M. A. (2001). Use of Situational Judgment Tests to Predict Job Performance: A Clarification of the Literature. *Journal of Applied Psychology*, 86, 730-740.
- McDaniel, M. A., Yost, A. P., Ludwick, M. H., Hense, R. C., & Hartman, N. S. (2004). *Incremental validity of a situational judgment test*. Paper presented at the 19th Annual Conference of the Society for Industrial and Organizational Psychology. Chicago. April, 2004.
- Montanelli, R. G. Jr. & Humphreys, L. G. (1976). Latent Roots of Random Data Correlation Matrices with Squared Multiple Correlation on the Diagonal: A Monte Carlo Study. *Psychometrika*, 41, 341-347.
- Moss, F. A. (1926). Do you know how to get along with people? Why some people get ahead in the world while others do not. *Scientific American*, 135, 26-27.
- Motowidlo, S. J., Dunnette, M. D., & Carter, G. W. (1990). An Alternative Selection Procedure: The low-fidelity simulation. *Journal of Applied Psychology*, 75, 640-647.
- Mulaik, S. A. (2010). *Foundations of Factor Analysis*. New York, NJ: Chapman & Hall/CRC.
- Mullins, M. E. & Schmitt, N. (1998). *Situational judgment testing: Will the real constructs please present themselves?* Paper presented at the 13th Annual Conference of the Society for Industrial and Organizational Psychology, Atlanta, GA.
- Robertson, I., Gratton, L., & Sharpley, D. (1989). The psychometric properties of managerial assessment centres: Dimensions into exercises won't go. *Journal of Occupational Psychology*, 60, 187-195.
- Smith, K. C. & McDaniel, M. A. (1998). *Criterion and construct validity evidence for a situational judgment measure*. Paper presented at the 13th Annual Convention of the Society for Industrial and Organizational Psychology, Dallas, TX.
- Sternberg, R. J., Conway, B. E., Ketron, J. L., &

- Bernstein, M. (1981). People's Conceptions of Intelligence. *Journal of Personality and Social Psychology, 41*, 37-55
- Wagner, R. K. & Sternberg, R. J. (1985). Practical intelligence in real-world pursuits: The role of tacit knowledge. *Journal of Personality and Social Psychology, 49*(2), 436-458.
- Wagner, R. K. & Sternberg, R. J. (1993). *TKIM: The commonsense manager, user manual*. New York: Hartcourt Brace Jovanovich, Inc.
- Weekley, J. A. & Jones, C. (1997). Video-based situational testing. *Personnel Psychology, 50*, 25-49.
- Weekley, J. A. & Jones, C. (1999). Further Studies of Situational Tests. *Personnel Psychology, 52*, 679-700.
- 1차 원고접수 : 2013. 10. 08
2차 원고접수 : 2013. 10. 21
최종게재결정 : 2013. 11. 25

Exploratory Factor Analysis on Situational Judgment Data after Controlling for Scenario Effect

Jun Jae Namgung

Soonmook Lee

Hyo Sun Kim

Sungkyunkwan University

We demonstrated how to perform exploratory factor analysis on situational judgment data of creative personality. Situational judgment test(SJT) has a long history of 80 years and has settled down in industrial/organizational settings for the last 20 years. However, we have not overcome the problem of estimating construct because item scores in SJT contain method effect generated by the scenarios as well as response scores to the substantive questions. We applied Asparouhov and Muthen's(2009) logic of exploratory structural equation modeling(ESEM) to open an approach to estimating common factor structures after controlling for the method effect generated by scenarios. Using ESEM, it is possible to specify measurement error correlations in the frame of structural equation modeling and to use exploratory approach to factor analysis on the remaining part of data. As a result we could estimate a four-factor structure on data of 40 items with eight scenarios measuring creative personality of college students.

Key words : situational judgment test, exploratory factor analysis, method effect, scenario effect, exploratory structural equation modeling

부록 1. 시나리오 및 반응대안의 예

※ 다음은 대학생들에게 실제 일어날 수 있는 상황입니다. 이 상황을 본인이 효과적으로 해결하고자 할 때, 본인이라면 어떠한 마음가짐으로 임할지 그 해당하는 정도에 표시하시오.

상황1. 수학 전공수업 시간이다. 시간 안에 제시된 문제에 대해 그 과정과 결과를 적어서 제출 해야 하는 상황이다. 평소 전공 공부를 틈틈이 해왔던 나는 최선을 다해서 결과를 도출해 냈다. 하지만 옆에 있던 공부 잘 하는 친구와는 정답만 같을 뿐, 그 풀이과정은 완전히 달랐다. 그 친구에게 물어보니 수업 교재에 나와 있는 정석 그대로 풀이했다고 한다. 하지만 내가 푼 방법 또한 적절하다고 판단하여 접근했던 방식이었기에, 나는 다시 한 번 내 풀이과정을 재검토 해보았다. 하지만 아무리 봐도 내 풀이과정에도 전혀 문제가 없는 것 같다. 이 상황 속에서 과연 어떤 풀이과정으로 제출해야 될지 고민에 빠졌다.

전혀	매우
그렇지 않다	그렇다
보통이다	

- ① 나는 답안 제출 후에도 이 문제에 대한 풀이과정을 끝까지 파고들어 볼 것이다.....1.....2.....3.....4.....5
- ② 나는 누가 뭐래도 나의 능력을 믿으며, 내 풀이과정이 더 설득력 있다고 확신한다.....1.....2.....3.....4.....5
- ③ 나는 이처럼 어떤 문제나 상황에 집중하면 할수록 궁금한 것들이 많아진다.....1.....2.....3.....4.....5
- ④ 나는 어떤 문제의 해결에 대해서 다른 접근 방식이나 규칙을 적용하는 것도 괜찮다고 생각한다.....1.....2.....3.....4.....5
- ⑤ 비록 내 점수가 나쁘게 나올 수 있을지라도, 내가 발견한 새로운 풀이과정대로 제출해 보고 싶다.....1.....2.....3.....4.....5
- ⑥ 친구와 나의 해결책 중, 어느 것이 옳든 개의치 않고 혼자서 이 실험 문제를 해결 해 볼 것이다.....1.....2.....3.....4.....5

부록 2. 문항

- ① 나는 답안 제출 후에도 이 문제에 대한 풀이과정을 끝까지 파고들어 볼 것이다.
- ② 나는 누가 뭐래도 나의 능력을 믿으며, 내 풀이과정이 더 설득력 있다고 확신한다.
- ③ 나는 어떤 문제의 해결에 대해서 다른 접근 방식이나 규칙을 적용하는 것도 괜찮다고 생각한다.
- ④ 비록 내 점수가 나쁘게 나올 수 있을지라도, 내가 발견한 새로운 풀이과정대로 제출해 보고 싶다.
- ⑤ 친구와 나의 해결책 중, 어느 것이 옳든 개의치 않고 혼자서 이 실험 문제를 해결 해 볼 것이다.
- ⑥ 나는 물리학의 더 넓은 세계에 대한 강한 호기심이 있기에, 대학원에 진학해보고 싶다.
- ⑦ 내 힘으로 대학원을 다닐 수 있는 것이 아니라면, 내 힘으로 앞가림 할 수 있는 취업을 하는 것이 좋을 것 같다.
- ⑧ 나는 오래도록 간직했던 내 꿈을 반드시 이루기 위해서, 대학원에 진학할 것이다.
- ⑨ 나는 어떠한 시련 속에서도 반드시 내 꿈을 이룰 자신이 있다.
- ⑩ 같은 과 친구의 도움 없이, 타 학과 친구들만 있는 수업에서도 독립적으로 해내보고 싶다.
- ⑪ 익숙한 전공수업이 아닌, 새로운 교양수업에 한번 도전해 보고 싶다.
- ⑫ 나는 이 상황이 고민은 되지만, 내가 이 수업을 해낼 수 있으리라 믿는다.
- ⑬ 나는 내가 원하는 공부를 위해서라면, 타 학과 학생들과도 함께 어울릴 수 있다.
- ⑭ 수강취소를 하지 않고 끝까지 한번 이 수업을 들어보도록 노력 할 것이다.
- ⑮ 혼자인 상황이 비록 낯설지만, 평소 이 수업에 대해 궁금하고 많이 알고 싶었기 때문에 수강해 보고 싶다.
- ⑯ 난, 친구들과 관계없이 내 판단이 옳다고 믿는다.
- ⑰ 혹여 시간을 조금 초과하게 된다 해도, 베끼지 않고 내 힘으로 한번 해내보고 싶다.
- ⑱ 시간이 부족해 어렵겠지만, 그래도 제 시간 안에 내가 풀어서 제출할 수 있도록 최선을 다할 것이다.
- ⑲ 나는 친구들이 전혀 의심하지 않는 상황도, 그냥 지나치지 않고 의문을 제기해 본다.
- ⑳ 나는 대부분 친구들이 당연하게 생각하는 것도 그냥 지나치지 않고 한 번 더 의문을 갖는다.
- ㉑ 나는 쉬운 왼쪽 길(쉬운 문제)보다는, 얻을 것이 더 많은 오른쪽 길(어려운 문제)을 더 좋아한다.
- ㉒ 나는 이곳 옛 한옥마을처럼, 어떤 낯선 곳에서 생활해보고 싶다는 생각을 종종 해왔기 때문에, 이곳을 더 잘 살펴볼 수 있는 오른쪽 길로 한번 가보고 싶다.
- ㉓ 나는 친구들이 뭐라 해도 나의 판단과 선택이 맞다고 믿는다.
- ㉔ 두 갈림길 어느 쪽이든 간에, 최종 결정과 판단은 내 스스로 할 것이다.
- ㉕ 나는 평소 새로운 상황에 접하는 것을 좋아하기 때문에, 낯선 외국이라도 한번 가보고 싶다.

- ㉔ 나는 그곳의 신기하거나 색다른 환경에 대해 알고 싶다.
- ㉕ 나는 한번 가고자 마음먹었던 일이라면 그게 낯선 외국이라도 끝까지 갈 것이다.
- ㉖ 나는 낯선 외국에서도 내 일을 스스로 해결 할 수 있다.
- ㉗ 비록 그곳에서 잘 적응하지 못할지라도, 내가 정말 가고 싶어 했던 해외 연수라면 도전한다.
- ㉘ 나는 또 다른 학교들의 획기적인 축제 아이디어들에 대해 궁금해서, 더 알아보고 싶어졌다.
- ㉙ 타 대학의 축제만을 따라하는 것이 아니라, 우리 과만의 독립적인 이벤트를 모색해 볼 것이다.
- ㉚ 친구들 중 내 아이디어 보다 더 나은 의견이 있다면 받아들일 수 있다.
- ㉛ 학과 친구들이 내 의견에 동의할 때까지 최선을 다해 설득해 볼 것이다.
- ㉜ 나는 내 아이디어에 확신을 갖고, 성공적으로 이끌 자신이 있다.
- ㉝ 내가 가르치는 학생들을 단 한명도 포기하지 않고 끝까지 공부시킬 것이다.
- ㉞ 나는 내가 처음 다짐했던 초심을 믿고, 앞으로 봉사를 계속 해 나갈 수 있으리라 확신한다.
- ㉟ 나와는 다른 환경 속에서 자라나고 있는 학생들을 더 관찰하고, 알아가고 싶다.
- ㊱ 나는 나와 다른 삶을 살아가고 있는 학생들을 이해하고, 그들과 함께 어울릴 수 있다.
- ㊲ 내가 지금까지 살아온 환경과는 전혀 다른, 생소한 이곳에서 진정한 봉사에 도전해 보고 싶다.
- ㊳ 부모님의 말씀도 중요하지만, 최종 결정은 내가 스스로 할 것이다.

부록 4. ESEM을 사용하여 최종해를 산출한 MPLUS 명령문

아래의 프로그램에서 []는 default임.

A. 2차 분석 명령문(기초해 추정, 탐색적 회전)

```
DATA:file=C:\CP\scored_40.txt;           ! 파일을 불러들임.
VARIABLE: NAMES ARE a1-a40;             ! 변수는 a1부터 a40으로 구성됨.
      [Usevariable = a1-a40;]           ! 40개 변수 모두 사용]
ANALYSIS: [estimator=ML;]               ! 기초해의 추정은 ML로 함.
      [rotation=geomin;]                 ! <탐색적 회전>
      rowstandardization=kaiser         ! 행 표준화는 Kaiser 방식
MODEL: f1-f4 BY a1-a40(*1); ! <탐색적 요인모형>, * 표시는 EFA 의미, 1은 모수집합 번호
```

! <측정오차간 상관>은 1차 분석시 유의하게 나온 것만 추정, SEM 기능

a1 with a2; a2 with a5; ! 소검사1

<중간 생략: 표1과 동일>

a35 with a36 a39; a36 with a37; a37 with a38 a40; a38 with a39; a39 with a40; ! 소검사8

output: residual STDY modindices(10);

B. 3차 분석 명령문(기초해 추정, 확인적 회전)

<DATA 블록과 VARIABLE 블록은 2차 분석시와 동일>

```
ANALYSIS: [estimator=ML;]
      rotation=target;                   ! <확인적 회전>
      [rowstandardization=corr;]         ! 행 표준화를 하지 않음.
```

! 목표행렬(표2 참조) 표시, 요인계수가 추정될 변수들을 해당 요인과 함께 제시 후, 계수가 0으로 제약될 변수들을 ~0으로 지정.

```
MODEL: F1 BY a3 a4 a6 a11 a15 a19 a20 a22 a25 a26 a30 a31 a37 a38 a39
      a1-a2~0 a5~0 a7-a10~0 a12-a14~0 a16-a18~0 a21~0 a23-a24~0
      a27-a29~0 a32-a36~0 a40~0(*1); ! * 표시는 EFA 의미, 1은 모수집합 번호
      F2 BY a1 a2 a8 a9 a12 a14 a16 a18 a21 a27 a29 a33 a34 a35 a36
      a3-a7~0 a10-a11~0 a13~0 a15~0 a17~0 a19-a20~0 a22-a26~0
      a28~0 a30-a32~0 a37-a40~0(*1); ! 표2의 2번 요인에 대한 부분
```

<F3과 F4에 대해서도 같은 방식, 모수집합 번호는 1: 모수는 표 2 참조>

! <측정오차간 상관>은 2차 분석시와 동일

a1 with a2; a2 with a5; ! 소검사1

<중간 생략>

a35 with a36 a39; a36 with a37; a37 with a38 a40; a38 with a39; a39 with a40; ! 소검사8

output: residual STDYX modindices(10);