

수학 교수 효능감 도구 MTEBI 한글판의 신뢰도와 타당도

량도형 (Talladega College)

I. 서론

인간은 개인의 생활 속에서 생각, 감정, 동기, 행위 등을 조절하는 자기 통제 기능을 가지고 있으며, 자기 효능감이 이러한 조절 기능에 영향을 미친다는 사회 심리학자 Bandura(1977)의 주장 이후, 자기 효능감은 사회학, 심리학, 교육학 등의 연구에서 큰 화두가 되었다. 자기 효능감은 개인이 특정 과제를 수행하는데 있어서 어떤 일정한 수준에 도달하는 능력 자체가 아니고 그러한 능력을 갖고 있다는 스스로에 대한 믿음이다. 교사 효능감은 교사가 가지는 자기 효능감으로서 “이해가 느리거나 흥미가 없는 학생들일지도, 그들의 학업에서 바라던 결과를 도출해내는 교사 개인의 능력에 대한 판단”(Tschannen-Moran & Hoy, 2001)으로 정의된다.

교사 효능감에 대한 초기의 연구는 교사 효능감을 재려는 척도를 개발하는 것이었다. Gibson과 Dembo(1984)는 Bandura의 자기 효능감 이론을 토대로 하여 ‘교사 효능감 척도(Teacher Efficacy Scale [TES])’를 개발하였고, 그 뒤로 TES 를 이용하여 교사 효능감과 다른 구인과의 관계 연구가 가능하였다.

교사 효능감은 상황과 영역에 따라서 변할 수 있다(Bandura, 1997; Pajares, 1996). 예를 들자면, 서울 시내를 수십 년간 사고 없이 운전한 베테랑 운전기사도 유독 밤에 운전하는 것을 자신 없어 하기도 하고, 어떤 학생은 자신이 수학은 매우 잘한다고 믿으면서 국어는 어떤지 자신이 없다고 실토한다. 이와 같은 특성에 따라, 최근에 과목별 교사 효능감의 연구가 시작되었다. Huinker와 Madison(1997)은 ‘수학 교수 효능감 도구

(Mathematics Teaching Efficacy Beliefs Instrument [MTEBI])’를 개발하여, 수학 교사의 교수 효능감에 대한 연구를 시작하였다.

비교 문화 방법론자들은 한 사회에서 개발된 도구가 다른 사회에도 적절하다는 가정은 대단히 위험하다고 지적한다(Hui & Trandis, 1985). 즉, 문화적 차이가 선명한 경우에는 어느 한 문화권에서 사용되는 척도가 다른 문화권에서도 잘 사용되기 위해서는 경험적 연구의 뒷받침이 필요하다는 것이다. 수학 교수 효능감 도구 MTEBI는 미국에서 개발되었다. 언어와 태생, 문화 등이 미국과 확연히 다른 지역에서 MTEBI를 사용하려면 이전에 MTEBI가 그 지역에서도 여전히 유효한지를 확인하여야 한다. 예를 들자면, Alkhateeb(2004)은 MTEBI의 조르단 판을 만들어 144명의 학부 학생을 대상으로 검증한 결과 검사지의 신뢰도로서 MTEBI의 두 하위 척도의 Cronbach 알파 계수들이 0.7 이상임을 보고하였으며, 설명적 요인 분석을 통하여 구인 타당도를 검증하였다.

마찬가지로, 한국에서 수학 교사의 교수 효능감 연구가 시작된다면, 먼저 MTEBI가 한국에서도 여전히 유효한 신뢰도와 타당도를 갖는지를 검증하여야 한다. 만약 한글로 번역된 MTEBI의 신뢰도나 타당도에 문제가 있다면, 신뢰도와 타당도를 높인 개정판을 개발하든지, 그렇지 않으면 새로운 검사지를 개발하여야 한다. 본 연구에서는 MTEBI의 한글판을 개발하고 그것의 신뢰도 및 타당도를 검토하고자 한다.

II. 관련 연구

교사 효능감은 교사의 효율적인 수업에 대한 강력한 변수이다. 즉, 교사 효능감의 정도에 따라 교사 행동의 수준이 다르다. 예를 들면, 높은 수준의 효능감을 가진 교사는 탐구적, 학생 중심의 수업 전략을 주로 사용하는 반면, 효능감이 낮은 교사는 강의 또는 책읽기 등 지식적 수업 전략을 주로 사용한다(Czeniak, 1990). 교사 효

* 2007년 6월 투고, 2007년 8월 심사 완료
* ZDM분류 : B59
* MSC2000분류 : 97C70
* 주제어 : 수학 교수 효능감, 신뢰도, 타당도.

능감은 또한 학생들의 성취도, 동기, 학생들의 학습 효능감에도 강력한 변수이다(Ashton & Webb, 1986; Tschannen-Moran & Hoy, 2001).

Gibson과 Dembo(1984)는 Bandura의 자기 효능감 이론을 교사 효능감 척도인 TES를 개발하는 연구에 적용하였다. TES는 30문항으로 구성되었고, 각 문항은 6점 리커트 척도로 반응하도록 만들어졌다. 최대분산(varimax) 회전을 이용한 주성분 분석 결과 상위 두 성분이 전체 분산의 28.8%를 설명하였다. 그들은 이 두 성분을 Bandura의 자기 효능감 이론의 이차원 구조인 자기 효능감 (Self-Efficacy [SE]), 또는 개인 효능감과 결과 기대감에 (Outcome Expectancy [OE]) 대응시키고 각각 개인 교수 효능감과 (Personal Teaching Efficacy [PTE]) 교수 효능감 (Teaching Efficacy [TE]), 또는 일반 교수 효능감 (General Teaching Efficacy [GTE])로 이름을 붙여서 TES의 두 요인 구조를 확립시켰다. 16문항짜리 짧은 형태의 TES도 동시에 개발되었는데, 그 편리함으로 인해, 이 후의 연구에서 16문항짜리 TES를 기본으로 하고 연구자의 연구 목적에 따라 조금씩 변형된 척도가 사용되었다.

TES의 두 개의 하위 척도인 PTE와 GTE를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. PTE는 학생들의 학습을 유도하는 기술이나 능력을 가지고 있다는 믿음과 관련되며, 학생들의 학습이 행동에 대한 교사 개인의 책임감을 나타내는 문항들을 포함한다. 예를 들자면, “학생의 성적이 향상되었다면, 보통은 내가 더 효과적인 학습 방법을 찾았기 때문이다”와 같은 문항이 이 요인에 속한다. 또 다른 하위 척도인 GTE는 학생의 학습 결과가 교사 개인의 능력에 의한 변화라기보다 가정 환경, 혈연적 배경, 부모의 영향 등에 의해서 더 많이 좌우된다는 믿음과 관련되며, 교수와 학습 사이의 일반적 관계를 진술한 문항들을 포함한다. 예를 들면, “학생의 가정환경이 학습 성취에 큰 영향을 미치기 때문에 교사는 해낼 수 있는 부분은 매우 제한되어 있다” 또는 “학생들이 가정에서 훈육되지 않는다면, 그들은 어떤 훈육도 쉽게 받아들이지 않는다.”와 같은 문항들이 여기에 속한다. GTE는 Bandura의 결과기대감(OE) 차원에 대응된다. PTE의 문항들은 ‘나’를 주어로 하는 1인칭 서술 형태이고, GTE의 문항들은 ‘교사’를 주어로 하는 3인칭 서술 형태를 취한다.

Enochs와 Riggs(1990)는 Bandura의 자기 효능감 이론을 바탕으로 하고 Gibson과 Dembo(1984)의 TES를 모델로 하여 예비 초등 교사의 과학 교수 효능감을 재는 척도를 개발하였다. Huniker와 Madison(1997)는 이를 수정하여 예비 초등 교사들의 수학 교수 효능감을 재는 척도를 제시하였다. Enoch와 Smith와 Huniker(2000)는 Huniker와 Madison(1997)이 제시한 척도에 대한 문항 분석을 통하여 두 문항을 제거하고 21문항짜리 ‘수학 교수 효능감 도구 (Mathematics Teaching Efficacy Beliefs Instrument [MTEBI])’를 개발하였다. MTEBI의 두 개의 하위 척도인 개인 수학 교수 효능감과 (Personal Mathematics Teaching Efficacy [PMTE]) 수학 교수 결과 기대감은 (Mathematics Teaching Outcome Expectancy [MTOE]) 각각 Gibson과 Dembo(1984)의 TES 하위 척도인 PTE와 GTE에 대응되고, 다시 이들은 Bandura의 자기 효능감 이론의 이차원 구조인 SE와 OE에 각각 대응된다. Enoch(2000) 등의 MTEBI는 PMTE 하위 척도에 13 문항, MTOE 하위 척도에 8 문항 등 모두 21 문항으로 구성되어 있다. 아래의 첫 번째 문항은 PMTE 하위 척도의 예시이며, 둘째 문항은 MTOE 하위 척도의 예시이다.

PMTE 문항:

나는 수학을 가르치는 더 좋은 방법을 계속하여 찾을 것이다.

MTOE 문항:

학생들이 수학에서 내용을 잘 따라잡지 못하면, 주로 비효율적인 수학 교수법 때문이다.

MTEBI의 각 문항은 ‘매우 그렇다’, ‘그렇다’, ‘확실치 않다’, ‘그렇지 않다’, ‘매우 그렇지 않다’ 등 리커트 5점 반응형이다. PMTE의 가능한 점수대는 13점부터 65점까지이고, MTOE의 가능한 점수대는 8점에서 40점까지이다. MTEBI의 신뢰도로서 PMTE의 Cronbach 알파 계수 0.88과 MTOE의 알파 계수 0.77을 보고하였고, 확인적 요인 분석을 통하여 구인 타당도를 검증하였다 (Enochs, Smith, & Huniker, 2000).

한편, 국내에서도 교사 효능감에 대한 몇 개의 연구가 진행되었는데, 대개는 외국에서 얻은 결과를 재차 확인하는 과정이었다. 이현정(1998)은 Gibson과 Dembo

(1984)의 TES를 원용하고 예비 초등 교사를 대상으로 하여 한글판 TES의 개발을 시도하였고, 그 후속 연구로서 박관성(1999)이 타당화 연구를 하였다. 김아영과 차정은(2003)이 교사 효능감이 학생들의 학업성취도에 영향을 미친다는 결과를 얻었으며, 조한익(2004)은 교사의 효능감과 학생들의 성취 목표 지향성 사이에 상관성이 있다는 결과를 얻었다. 그러나 아직까지 특정 교과에서 교수 효능감에 대한 연구는 찾아볼 수 없다.

III. 연구 방법

본 연구는 미국에서 개발된 수학 교수 효능감 도구 MTEBI가 다른 문화 배경을 갖고 있는 한국에서도 잘 사용될 수 있는지를 검사 도구의 신뢰도 및 타당도의 측면에서 검증하려는 것이다. 이를 위하여 MTEBI 한글판을 개발한 다음, 한국에서 예비 수학 교사를 대상으로 설문 조사를 실시하였다. 설문지는 학생의 나이, 성별, 학년 등 개별 정보를 파악하기 위한 학생 개인 정보 조사지와 학생 개개인의 수학 교수 효능감을 재는 도구 검사지로 구성되었으며, 약 10분 이내에 설문에 답하도록 권고되었다. MTEBI 한글판 검사지의 신뢰도를 검증하기 위하여 얻어진 자료로부터 내적 일관성 지수인 Cronbach 알파 계수를 계산하였다. MTEBI는 Bandura의 자기 효능감 이론의 토대 위에서 두 요인 구조를 갖고 있다. MTEBI 한글판 역시 이 이론의 바탕 위에 있어야 함을 보이는 것이 검사지의 타당도를 검증하는 한 방법이다.

1. 바탕 이론

Bandura의 인지 학습 이론은 인간의 행동이 그 사람의 믿음에 기초한다는 것을 자기 효능감으로 설명하려는 것이다. 자기 효능감은 개인이 어떤 특정한 과제나 영역에서 그것을 일정한 수준 이상으로 헤낼 수 있다는 자신에 대한 믿음 체계로 정의된다(Bandura, 1997). 자기 효능감은 개인 효능감인 SE와 결과 기대감인 OE의 2차원 구조로 설명되는데, 전자는 개인이 행동을 이루려는 자기 자신의 능력에 대한 믿음이고, 후자는 특정한 행동의 결과가 바람직하리라는 기대이다. Bandura(1997)는 개인은 효능감이 증대될수록 높은 수준의 성취를 유지하려고

하며, 효능감은 다른 사람으로부터의 피드백, 자기 감시, 긍정적 모델의 관찰, 또는 단기 목표를 추구할 때 변화할 수 있다고 주장하였다. 하지만 효능감은 일단 형성되면 짐짓 변화하기 어려워 보인다는(Hoy & Spero, 2005) 점에서, 연구자들에게는 더욱 흥미로운 것이다.

Gibson과 Dembo(1984)는 Bandura의 자기 효능감 이론을 취하여 교사의 효능감에 대하여 연구하면서 다음과 같이 주장하였다:

효과적인 교수가 학생들의 학습을 증진시킨다고 믿는 [결과 기대감] 교사들, 그리고 자기 자신의 교수 능력에 확신을 가지고 있는 [자기 효능감] 교사들은 믿음과 확신이 덜한 교사들보다 교실에서 더 지속적이고, 보다 학구적인 것에 초점을 두며, 다양한 형태의 피드백을 제공한다 (p. 507).

MTEBI 개발 연구 역시 이 주장의 연장선상에서 이루어진 것이다.

2. 도구의 수정

본 연구에서 사용된 MTEBI 한글판 검사지는 연구자가 영문의 MTEBI를 한글로 번역한 것이다. MTEBI가 초등 예비 교사를 대상으로 하는 검사지여서, 연구의 목적상, 초등과 중등에 관계없이 예비 수학 교사를 위한 검사지로 약간 수정되었다. 아래에 그 예로서, MTEBI 문항의 본래 영어 문장과 수정 번역된 한글 문장을 대비하였다.

영어 문장:

Even if I try very hard, I will not teach mathematics as well as I will most subjects.

수정 번역 한글 문장:

내가 아무리 애써도, 다른 교과 교사가 그 교과를 가르치는 것만큼 수학을 잘 가르치지 못할 것 같다.

MTEBI는 8문항의 부정문을 포함하고 있다. 부정문은 긍정문에 비하여 사고와 응답의 순서가 반대 방향이어서 논리적 오류를 범할 개연성이 크다. 연구자는 21문항 중 8문항의 부정문은 너무 많다고 판단하여 그 중의 하나를 긍정문으로 고쳐서 검사지의 안정성을 높이려고 하였다. 번역된 검사지는 영어를 전공하고 미국의 한 대학에서 가르치고 있는 한국인 교수에 의해서 검토되었고, 다시

영어와 한국어 양쪽에 능통하고 같은 대학에서 공부하고 있는 한국 학생에 의해서 영어로 번역되었다. 이렇게 얻은 영역본과 MTEBI 원본이 수학 교육 전문가에 의해서 그 의미가 같은지 다시 한 번 검토되었으며, 이로써 내용 타당도가 검증되었다.

3. 연구 대상

본 연구는 교육/사범대학에 재학하고 있으며 미래에 수학을 가르치려는 초등 및 중등 예비 수학 교사를 대상으로 하였다. 2007년 첫 학기에 중부 및 남부 지방에 위치한 두 교육/사범 대학에 재학 중인 학생 156명이 연구에 참여하였다. 학생들은 설문지에 설명된 연구 개요를 잘 이해하고 연구에 자발적으로 참여함을 동의하였다. 한 대학으로부터 중등 예비 수학 교사 66명이 표집되었고, 다른 한 대학으로부터 초등 예비 수학 교사 99명이 표집되었다. 총 156명의 참가자 중에서, 1학년이 24 (14.5%)명, 2학년이 34 (20.6%)명, 3학년이 61 (37%)명, 그리고 4학년이 45 (27.3%)명이었다. 남성이 63 (38.2%)명, 여성이 100 (60.6%)명이었고, 2명은 성별을 보고하지 않았다. 참가자의 나이는 18세부터 39세까지 다양하였으나, 평균 나이는 22.5세 (표준편차, SD = 3.25) 이었고 18세부터 26세까지가 89%를 차지하였다. 6명은 나이를 밝히지 않았다.

IV. 자료 분석

연구 참가자 156명에게서 얻은 설문 자료를 통계 패키지 SPSS 14.0을 이용하여 문항 분석 및 요인 분석을 실시하였다. 문항 분석을 통하여 무의미한 문항들을 제거함으로써 검사지의 신뢰도를 높이고, 요인 분석을 통하여 검사지가 Bandura의 이론의 SE와 OE의 두 차원 구조를 갖는지를 검증하였다.

1. 문항 분석

문항 분석은 각 문항과 문항전체와의 상관도를 조사하여 문항-전체 상관도가 가장 낮은 문항부터 하나씩 제거하면서 검사지의 신뢰도를 높이는 과정이다. 일반적으로 Pearson 상관 계수가 0.4 이상일 때 유의미한 상관

이 있는 것으로 인정된다. 문항-전체 상관 계수가 0.4 미만인 다섯 문항을 낮은 것부터 차례로 제거했을 때, 내적 일관성 지수인 크론바하 알파 계수 0.87을 얻었다. 새로 얻어진 16 문항에 대한 문항 분석의 결과를 <표 1>에서 볼 수 있다.

최종 MTEBI 한글판은 PMTE 하위 척도에 10 문항, MTOE 하위 척도에 6 문항 등 총 16 개 문항으로 구성된다. 각 문항은 매우 동의하지 않음: 1점, 동의하지 않음: 2점, 확실히 않음: 3점, 동의함, 4점, 매우 동의함: 5점 등 리커트 5점 척도로 반응하며, 각 개인의 검사 결과는 최소 16점에서 80점까지 점수가 나올 수 있다. PMTE 하위 척도 10문항 중 5개 문항은 긍정문이고 나머지 5개 문항은 부정문이다. MTOE 하위 척도 6 문항은 모두 긍정문이다.

문항 분석의 부수적인 효과로서, 각 하위 척도가 높은 신뢰도-일반적으로 0.7 이상-를 가진다면 각 하위 척도의 독립성을 지지하는 것으로서 검사지의 구인 타당도를 뒷받침할 수 있다. MTEBI의 하위 척도로서 PMTE의 알파 계수는 0.83, MTOE의 알파 계수는 0.74이었다.

<표 1> 문항 분석 결과

이론상 하위척도	문항	문항-전체		
		진술형태	상관도	
PMTE (SE)	문 1	긍정	0.63	
	문 2	부정	0.42	
	문 4	긍정	0.52	
	문 5	부정	0.52	
	문 6	부정	0.68	
	문 9	긍정	0.59	
	문 13	부정	0.60	
	문 14	긍정	0.44	
	문 15	긍정	0.47	
	문 16	부정	0.47	
	PMTE 알파 = 0.83			
	MTOE (OE)	문 3	긍정	0.58
		문 7	긍정	0.52
		문 8	긍정	0.56
		문 10	긍정	0.61
		문 11	긍정	0.64
문 12		긍정	0.47	
MTOE 알파 = 0.74				
MTEBI 알파 = 0.87				

2. 요인 분석

문항-전체 상관 계수가 낮은 5개의 문항이 차례로 하나씩 제거될 때마다 신뢰도 분석과 아울러 최대분산 (varimax) 회전 방식의 주성분 요인 분석을 실시하였다.

고유값(eigenvalue) 1 이상을 가져야 한다는 Keiser의 기준에 따라, 초기 고유값이 각각 3.0, 2.8, 1.9, 1.7인 네 개의 후보 요인이 산출되었다. 그러나, Keiser 기준은 요인이 가져야 할 고유값의 최소 한계를 제시한 것으로서, 요인의 수가 과대 산출되는 경향이 있다. 두 요인, 세 요인 및 네 요인 구조등 가능한 세 경우 중 가장 적합한 구조를 결정하여야 한다. 그 방법으로는 각 요인의 고유값, Secree 도표, 각 요인의 전체 분산에 대한 설명력, 각 문항의 요인에 대한 적재량 등을 비교하는 것이다. 그 결과, 두 요인 구조가 가장 적합한 산출임이 판명되었다. 두 요인 산출에서 요인 1과 요인 2의 고유값은 각각 3.52, 3.51이었고, 요인 1과 요인 2의 전체 분산에 대한 설명력은 각각 22.02%, 21.95%로서 두 요인의 전체 분산 설명력은 43.97% 이었다. <표 2>에서 각 문항의 요인에 대한 적재량을 볼 수 있다.

V. 논 의

일반적으로 Cronbach 알파 계수가 0.7 이상이면 검사 도구의 내적 일관성이 신뢰할 만하다고 한다. MTEBI 한글판의 알파 계수 0.87은 효능감 검사 도구가 일관성이 있으며 하나의 속성인 효능감을 재는 도구임을 보여 준다. PMTE의 알파 계수 0.83 과 MTOE의 알파 계수 0.74 역시 각 하위 척도 내에서 문항의 반응에 일관성이 있음을 보여 준다. 이 사실은 MTEBI 한글판의 두 하위 척도의 독립성을 입증하는 것으로 검사지의 구인 타당도를 지지하는 것이다.

<표 3>에서 보는 바와 같이 본 연구에서 PMTE와 MTOE의 알파 계수 결과는 선행 연구의 결과보다 약간 낮다. 이제 그 차이가 유의미한지를 검토해 보자.

<표 2> 각 문항의 두 요인에 대한 적재량

이론상 하위척도		문항	요인1	요인2	
MTOE (n = 6)		문 1*	0.73	0.22	
		문 11	0.72	0.07	
		문 10	0.68	0.20	
		문 3	0.65	0.23	
		문 7	0.64	0.18	
		문 8	0.60	0.19	
	PMTE (n = 10)		문 4	0.02	0.69
			문 16	0.01	0.69
		문 14	0.10	0.68	
		문 9	0.37	0.64	
		문 6	0.45	0.59	
		문 15	0.42	0.54	
		문 13	0.34	0.54	
		문 13	0.28	0.49	
		문 2	0.21	0.40	
		문 12**	0.23	0.38	
특성값			3.52	3.51	
분산 설명력, %			22.02	21.95	

*이론상 SE 하위 척도에 속하는 문항

**이론상 OE 하위 척도에 속하는 문항

<표 3> 다른 지역에서 얻어진 MTEBI 신뢰도

연구자	Enochs 등 (2000)	Alkhaateeb (2004)	Ryang* (2007)
문화적 배경	미국-서양	조르단-중동	한국-동양
N	324	144	165
PMTE			
n	13	13	10
알파	0.88	0.84	0.83
MTOE			
n	8	8	6
알파	0.77	0.75	0.74

*본 연구자

알파 계수의 신뢰 구간을 계산하는 Feldt의 공식이 아래와 같이 알려져 있다 (Charter, 1997a). 유의 수준 α 와 구별하기 위하여 Cronbach 알파 계수를 A로 기호화한다. N을 표본 크기, n을 문항수, α 를 유의 수준이라고 하자. 그러면 A에 대한 양측 $100(1-\alpha)$ % 신뢰 구간의 아랫끝과 윗끝은 각각 다음과 같다:

$$\frac{1 - (1 - A) \cdot F(1 - \alpha/2; df_1, df_2)}{1 - (1 - A) \cdot 1/F(1 - \alpha/2; df_2, df_1)}$$

여기서 자유도는 $df_1 = N - 1$, $df_2 = (N - 1)(n - 1)$ 이다. <표 3>에 주어진 N과 n의 값대로 이 공식을 이용하여 각 하위 척도의 신뢰 구간을 유의 수준 0.05로 계산한다. PMTE 알파 계수 0.83의 95% 양측 신뢰 구간은 0.79에서 0.87까지이며, MTOE 알파 계수 0.74의 95% 양측 신뢰 구간은 0.67에서 0.78까지이다. 우리는 이 신뢰 구간들이 각 하위 척도 알파 계수의 참값을 포함한다고 95% 신뢰할 수 있다.

특히, Alkhateeb(2004)의 연구에서 얻어진 PMTE 알파 계수 0.84는 여기서 계산된 신뢰 구간 (0.79, 0.87)에 들어오며, MTOE 알파 계수 0.75는 신뢰 구간 (0.67, 0.78)에 들어오음을 관찰할 수 있다. Enochs 등의 (2000) 연구에서 얻어진 MTOE 알파 계수 0.77은 여기서 얻어진 신뢰 구간 (0.67, 0.78)에 속하나, PMTE 알파 계수 0.88은 여기서 구한 신뢰 구간 (0.79, 0.87)에서 살짝 벗어나 있다. 그러나 단측 신뢰 구간 안에는 들어올 것이다.

한편, <표 2>에 나타난 요인 1과 요인 2는 문 1과 문 12가 서로 다른 요인에 들어가는 것을 제외하고는 Bandura의 자기 효능감 이론의 OE 차원과 SE 차원에 잘 대응된다. 문 1과 문 12가 적재되는 요인을 교환하여 각 요인에 대한 신뢰도 분석 결과 요인 2 (SE)의 알파 계수는 0.81로 약간 낮아지는 반면, 요인 1 (OE)의 알파 계수는 0.79로 상당히 높아진다.

서로 독립적으로 얻어진 알파 계수에 대하여 χ^2 통계량을 계산하여 상호간의 적합도를 판정함으로써 알파 계수 사이의 차이를 검정할 수 있다. 영가설 ' H_0 : 주어진 k 개의 알파 계수가 모두 같다'를 Charter에 (1997b) 의하여 소개된 아래의 χ^2 계산 공식으로 검정한다. 아래의 공식에서 N = 표본 크기, n = 검사지 문항수, χ^2 에 대한 자유도는 $df = k - 1$ 이다:

$$\begin{aligned} B_i &= N_i(n_i - 1)/(n_i + 1) \\ C_i &= 2/[9(B_i - 1)(1 - A_i)]^{2/3} \\ D &= \sum C_i/k \\ E &= \sum [1/(1 - A_i)^{1/3}]/k \\ \chi^2 &= \sum [1/(1 - A_i)^{1/3} - E]^2/D \end{aligned}$$

영가설이 기각될 경우, 어디에서 차이가 나는지 영가설 ' $H_0: A_i = A_j$ '에 대한 사후 검정이 실시된다. 이 때 사용하는 검정 통계량은

$$F = (1 - A_i)/(1 - A_j)$$

이다. 여기서 $A_i < A_j$ 이어야 하고 자유도는 $N_j - 1$, $N_i - 1$ 이다. 보다 자세한 내용은 Charter의 (1997b) 논문을 참조하시오.

<표 3>에 나타난 독립적인 세 개의 PMTE 알파 계수 0.88, 0.84, 0.83에 대한 χ^2 의 위 공식에 의한 계산값 5.73 ($p = 0.057$)은 유의 수준 $\alpha = 0.05$ 에서 유의미하지 않다. 그러나 p값이 유의 수준 α 값 0.05에 매우 가까운 값으로서 매우 민감한 위치에 있다고 할 수 있다. 이는 Enochs 등의 PMTE 알파 계수 0.88이 MTEBI 한글판의 PMTE 알파 신뢰 구간 (0.79, 0.87)의 바로 바깥에 위치하는 것과 무관하지 않아 보인다. MTOE 알파 계수들 0.77, 0.75, 0.74에 χ^2 계산값 0.55 ($p = 0.7596$) 또한 유의미하지 않다. 이는 독립적으로 구해진 두 하위 척도에 대한 세 개의 알파 계수들은 서로 무시할 수 있는 오차 범위 안에 있으며, 사실상 다르지 않다는 것을 의미한다.

검사지의 문항들 사이에 동질성이 있으면 구인 타당도를 획득하는 것으로 인정한다 (재인용: Tapia & Marsh, 2004). <표 1>에서 문항-전체 상관 계수가 적어도 0.42 이상으로써 모든 문항이 검사지 전체에 대하여 의미있는 상관을 가지므로, 개발된 검사 도구는 일차원적이고, 하나의 구인을 제는 도구임을 나타낸다.

구인 타당도를 검증하는 일반적인 방법은 도구가 요인 구조를 갖는다는 것을 보이는 것이다. <표 2>는 각 문항이 두 요인에 대하여 갖는 적재량, 즉 문항과 요인 사이의 상관도를 보여주고 있다. 각 문항은 적재량이 높은 쪽의 요인에 속하게 된다. 어느 정도로 요인 적재량이 커야 하는지에 대한 명확한 기준은 없으나 보통 0.3 이상이면 유의미하다고 하며, 0.4 이상이면 문항과 요인 사이의 상관도가 매우 높다고 한다. 문 1을 제외하고 이

론상 OE 하위 척도에 속하는 문항들이 요인 1에 반응하고 있으며, 문 12를 제외하고 이론상 SE 하위 척도에 속하는 문항들이 요인 2에 반응하고 있다. 이로써 검사지의 두 요인 구조가 Bandura의 자기 효능감 이론에 상당히 잘 부합한다고 볼 수 있다.

각 문항이 한 요인에는 적재량 0.4 이상이고 또 다른 요인에는 적재량이 0.4 미만이면 좋고, 그 차이가 클수록 더욱 좋다. 대부분의 문항들이 이 조건을 만족하고 있으나, 문 6과 문 15는 요인 2에 속하나 요인 1에도 또한 0.4 이상의 적재량을 가지고 있다. 문 12는 이론상 OE-요인 1-에 속하는 문항이나 이번 연구에서는 SE-요인 2-에 더 반응하는 것으로 나타났다. 하지만 요인 2에 대한 적재량 0.4 미만이고 요인 1에 대한 적재량이 0.23으로써 그 차이가 크지 않음을 볼 수 있다. 문 1은 이론상 SE-요인 2-에 속하는 문항이나 여기서는 요인 1에 대하여 다른 어떤 문항보다도 높은 적재량인 0.73을 보여 주고 있다.

문 1과 문 12는 이론과는 반대의 요인에 더 적재된다는 점에서, 특별히 관찰할 필요가 있다. 각 문항의 진술은 아래와 같다.

문 1:

나는 항상 수학을 가르치는 더 좋은 방법을 찾고자 할 것이다.

문 12:

부모가 말하기를, 그들의 자녀가 학교 수학에 더 많은 흥미를 보인다고 한다면, 이것은 교사의 임무 수행 때 문일 수 있다.

문 1은 진술의 방식에서 Bandura의 이론의 SE 차원임이 분명하나 한국과 같은 문화적 배경에서는 교사의 교수 능력이 학생들의 성취도에 미치는 영향이 절대적일 것이라는 믿음이 매우 강하고 일반적임을 시사하고 있다. 문 12 또한 영어 진술의 방식에 있어 OE 차원임이 분명하지만, 한글 진술 방식에 있어서 누가 진술의 주체인지 모호하게 해석될 여지가 있다. 즉, 한국의 문화 배경에서는 '교사 = 교사의 임무 수행'과 같은 등식이 성립하고 있음을 시사하는 것이다. 이와 같이, 문화적 배경은 인간의 사회적 행위를 제한하는 매우 중요한 요소가 될 수 있다는 점에서, Hui와 Trandis의 (1985) 지적은

매우 필요하고 적절한 것이라 할 수 있다.

Enochs 등과 (2000) Alkhateeb의 (2004) 연구에서 요인 1이 SE에 요인 2가 OE에 대응된 반면, 이번 연구에서는 그 순서가 바뀌어 요인 1이 OE에, 요인 2가 SE에 대응되었다. 이는 매우 미세하나마 OE 요인의 총분산에 대한 설명력이 SE보다 커졌음을 의미한다. 실제로 <표 2>에서 요인 1인 OE의 고유값 3.52와 분산 설명력 22.02 퍼센트는 요인 2인 SE의 고유값 3.51과 분산 설명력 21.95 퍼센트를 앞서고 있다. 결과를 중시하는 한국의 전반적인 사회 풍조가 교사 효능감의 연구에서도 어느 정도 표현되었다고 말할 수 있다.

VI. 결 론

위의 논의를 요약컨대, MTEBI 한글판 및 그의 두 하위 척도인 PMTE와 MTOE에 대한 알파 계수는 각각 0.87, 0.83, 0.74로 나타났다. 이는 MTEBI 한글판이 내적 일관성을 가지고 있음을 보여주는 것이다. 또한, 최대 분산 회전 방식의 주요인 분석의 결과는 MTEBI 한글판이 두 요인 구조를 가짐을 보여 주며, 각각의 요인은 Bandura의 자기 효능감 이론을 구성하는 두개의 차원인 개인 효능감과 결과 기대감에 대응함을 확인하였다. 이로써 16문항짜리 한글판 MTEBI 검사 도구의 신뢰도와 타당도가 검증되었으며, 이 검사지는 한국에서의 수학 교수 효능감 및 관련 연구에 사용될 수 있다.

하지만, 두 요인 구조에서 몇 가지 고려할만한 사항이 발견되었는데, 이는 문화적 차이에서 기인하는 것으로 해석될 수 있다. 이 부분에 대하여는 보다 정밀한 양적 연구가 필요하다. 한편으로 한국적 배경에서 새로운 수학 교수 효능감 검사 도구를 개발하는 것도 필요하다. 이를 바탕으로 다음과 같은 후속 연구가 진행될 수 있을 것이다:

- 수학 교수 효능감이 교생 실습의 질에 미치는 효과
- 초보 교사에서 우수 교사로 성장하면서 수학 교수 효능감의 변화
- 수학 교수 효능감을 신장시키는 방법
- 학생들의 수학 학습 성취 수준과 교사의 수학 교수 효능감과의 관계

● 수학 교사 양성 과정과 수학 교수 효능감

교사 교육은 교육의 실체에 따라 교사에게 필요한 자식을 제공하는 인지적 요소의 교육과 교사 개인의 사회적, 문화적, 정신적 이해를 바탕으로 교사로서의 품위를 갖게 하는 정의적 요소의 교육으로 나누어 볼 수 있다. 교육/사범대학에서 교사를 양성할 때, 또는 현직 교사를 재교육시킬 때, 담당 교수가 학생들을 보다 잘 이해하는 것은 매우 시급하고 중요한 일이다. 이는 교사의 역할이 교실에서 교과서에 적혀 있는 학습 내용을 칠판에 옮기고 말로 전달하는 것에 그치는 것이 아닌 것과 마찬가지로 이유이다. 우수한 교사를 양성하여 사회에 공급하는 것이 교육/사범대학의 기능이고, 교육/사범 대학 교수들의 제일 임무임은 너무도 당연하다. 자기 효능감에 대한 선행 연구들에 의하면, 비록 서양의 것이기는 하나, 효능감이 높은 교사가 수업도 잘하며, 학생들의 학습 성취 수준도 잘 높인다. 이 점에서, 효능감이 높은 교사를 양성하는 것이 본질적으로 우리 교육의 질을 높이는 한 방법이며, 더 세부적으로 효능감이 높은 수학 교사를 양성하는 것이 교육/사범대학 수학교육과의 중요한 임무일 것이다. 예비 수학 교사의 교수 효능감은 그가 실제로 우수한 수학 교사가 될 것인지를 예측하는 강력한 구인이기에 그 중요성은 실로 막대하며 앞으로 이 영역에서 질적으로 양적으로 폭넓고 깊이 있는 연구가 진행되기를 기대한다.

참 고 문 헌

- 김아영·차정은 (2003). 교사 효능감 및 학생의 학업적 자기효능감이 학업성취도에 미치는 영향에 관한 다층 분석, 교육심리연구 17(2), pp.5-24.
- 박관성 (1999). 교사효능감 척도의 타당화를 위한 일 연구. 이화여자대학교 교육대학원 석사학위 논문.
- 이현정 (1998). 교사효능감 척도 개발을 위한 예비 연구 -초등학교 교사를 중심으로. 이화여자대학교 대학원 석사학위 논문.
- 조한익 (2004). HLM을 이용한 교사효능감과 학생의 성취목표지향성간의 관계 연구. 교육심리연구 18(2), pp.1-16.
- Alkhateeb, H. M. (2004). Internal consistency reliability and validity of the Arabic translation of the mathematics teaching efficacy beliefs instrument. Psychological Reports 94, pp.833-838.
- Ashiton, P. T. & Webb, R. B. (1986). *Making difference: Teachers' sense of efficacy and student achievement*. New York: Longman.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The Exercise of Control*. New York: W. H. Freeman and Company.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. Psychological Review, 84, pp.191-215.
- Charter, R. A. (1997a). Confidence interval procedures for retest, alternate-form, validity, and alpha coefficients. Perceptual and Motor Skills 84, pp. 1488-1490.
- Charter, R. A. (1997b). Testing the difference between two or more independent coefficients alpha: an example. Perceptual and Motor Skills 84, pp. 464-466.
- Czeniak, C. M. (1990). A study of self-efficacy, anxiety, and science knowledge in preservice elementary teachers. Paper presented at the annual meeting of the National Association for Research in Science Teaching, Atlanta, GA.
- Enochs, L. G. & Riggs, I. M. (1990). Further development of an elementary science teaching efficacy belief instrument: A preservice elementary scale. School Science and Mathematics 90, pp. 695-706.
- Enochs, L. G.; Smith, P. L. & Huniker, D. (2000). Establishing factorial validity of the mathematics teaching efficacy beliefs instrument, School Science and Mathematics 100(4), pp.194-202.
- Gibson, S. & Dembo, M. H. (1984). Teacher efficacy: A construct validation. Journal of Educational Psychology 76, pp.569-582.
- Hoy, A. W. & Spero, R. B. (2005). Changes in teacher efficacy during the early years of teaching: A

- comparison of four measures. *Teaching and Teacher Education* 21, pp.343-356.
- Hui, C. H. & Trandis, H. C. (1985). Measurement in cross-cultural psychology: A review and comparison of strategies. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 16, pp.131-152.
- Huinker, D. & Madison, S. (1997). Preparing efficacious elementary teachers in science and mathematics: The influence of methods courses. *Journal of Science Teacher Education* 8, pp.107-126.
- Pajares, F. (1996). Self-efficacy beliefs in academic settings. *Review of Educational Research* 66, pp. 543-578.
- Tapia, M., & Marsh, G. E., II. (2004). An instrument to measure mathematics attitudes. *Academic Exchange Quarterly* 8(2), pp.16-22.
- Tschannen-Moran, M. & Hoy, A. W. (2001). Teacher efficacy: capturing an elusive construct. *Teaching and Teacher Education* 17, pp.783-805.

Reliability and Validity of Korean-Translated Mathematics Teaching Efficacy Beliefs Inventory

Dohyoung Ryang

Talladega College, Talladega, Alabama 35467 USA

dryang@talladega.edu

Mathematics Teaching Efficacy Beliefs Inventory (MTEBI) was translated into Korean and conducted among Korean pre-service mathematics teachers. The Korean-translated MTEBI consists of two subscales with 16 items. Personal Mathematics Teaching Efficacy (PMTE) subscale has 10 items and Mathematics Teaching Outcome Expectancy (MTOE) subscale has 6 items. The purpose of this study is to investigate the internal reliability and the construct validity of the Korean-translated MTEBI. The Cronbach alpha coefficient of Korean-translated MTEBI and its two subscales are respectively .87, .83, and .74 which imply that the instrument is reliable. The construct validity was achieved by performing factor analysis. Principal component solution with varimax rotation for the Korean-translated MTEBI was used in factor analysis and thus the best fit simple structure was obtained by two factors which correspond to the self-efficacy dimension and the outcome expectancy dimension of Bandura's self-efficacy theory.

* ZDM Classification : B59

* 2000 Mathematics Subject Classification : 97C70

* Key Words : mathematics teaching efficacy beliefs, reliability, validity.

<부록 1> 수학 교수 효능감 검사지 한글판

다음의 각 항목에 대하여, 당신이 어느 정도로 동의하는지 또는 부인하는지를 아래의 보기에서 적당한 것을 골라 답하십시오.

가. 매우 동의함 나. 동의함 다. 확실치 않음 라. 동의하지 않음 마. 매우 동의하지 않음

1. 나는 항상 수학을 가르치는 더 좋은 방법을 찾고자 할 것이다.
2. 내가 아무리 애써도, 다른 교과 교사가 그 교과를 가르치는 것만큼 수학을 잘 가르치지지는 못할 것 같다.
3. 학생들의 수학 성적이 향상되는 것은, 때로는 좀 더 효과적인 교수방법을 찾아낸 교사의 덕분이기도 한다.
4. 나는 수학 개념을 효과적으로 가르치는 방법을 알고 있다.
5. 나는 수학 활동을 모니터링할 때, 그리 효과적이지 못할 것 같다.
6. 나는 수학을 비효율적으로 가르칠 것 같다.
7. 훌륭한 가르침은 학생이 가진 부적절한 수학의 배경을 극복할 수 있다.
8. 수학 성취도가 낮은 학생이 향상될 때, 보통은 수학 교사의 특별한 배려 때문이다.
9. 나는 수학의 개념을 잘 이해하여 수학을 가르치는데 유능할 것이다.
10. 수학 교사는 일반적으로 학생의 수학 성취도에 책임이 있다.
11. 학생의 수학 성취도는 직접적으로 수학 교사가 얼마나 효과적으로 가르쳤느냐에 관련된다.
12. 부모가 말하기를, 그들의 자녀가 학교 수학에 더 많은 흥미를 보인다고 한다면, 이것은 교사의 임무 수행 때문일 수 있다.
13. 교구를 사용하여 수학이 작동하는 이유를 설명하는 것이 나에게서는 무척 어려울 것 같다.
14. 나는 으레 학생들의 질문에 대답할 수 있다.
15. 나는 수학을 가르치는데 필요한 기술을 가질 것이라고 여긴다.
16. 나는 학생들을 수학에 흥미를 갖게 하기 위하여 무엇을 해야 할지 모르겠다.